



TITLE:

離散選択モデルを用いた社会基盤整備便益のリスク分析に関する研究(Dissertation_全文)

AUTHOR(S):

川除, 隆広

CITATION:

川除, 隆広. 離散選択モデルを用いた社会基盤整備便益のリスク分析に関する研究. 京都大学, 2001, 博士(工学)

ISSUE DATE:

2001-07-23

URL:

<https://doi.org/10.14989/doctor.k9138>

RIGHT:

離散選択モデルを用いた社会基盤整備便益の
リスク分析に関する研究

平成 1 3 年 3 月

川 除 隆 広

Abstract

目次

第 1 章	序論	1
1.1	研究の背景	1
1.1.1	社会基盤整備プロジェクトの経済評価の必要性	1
1.1.2	費用便益分析の現状	3
1.1.3	社会基盤整備プロジェクトの経済評価の課題	5
1.2	研究の目的と構成	10
1.2.1	研究の目的	10
1.2.2	研究の構成	10
第 2 章	離散選択モデルを用いた社会基盤整備便益の計量化に関する既往の研究	17
2.1	緒言	17
2.2	社会基盤施設の特性とプロジェクト効果の分類	17
2.2.1	社会基盤施設の特性	17
2.2.2	社会基盤整備プロジェクトの効果の分類	19
2.3	社会基盤整備便益の計量化法	21
2.3.1	社会基盤整備便益の測度	21
2.3.2	社会基盤整備便益の計量化手法	23
2.4	離散選択モデルを用いたアプローチに関する既往の研究	26
2.4.1	離散選択モデルの基礎理論	26
2.4.2	離散選択モデルを用いた便益の計量化	29
2.5	データ特性を踏まえた便益計量化手法の整理	32
2.6	推計便益の信頼性評価法に関する既往の研究	34
2.7	本研究の位置付け	35
第 3 章	RP データを基にした推計便益の信頼区間推定法の開発	43
3.1	緒言	43

3.2	RPデータを基にした推計便益の信頼区間推定法の定式化	44
3.2.1	離散選択モデルを用いた旅行費用モデルの定式化	44
	(1) ランダム効用モデル	44
	(2) レクリエーション施設整備便益の推定量	46
	(3) 個人のオプション価格の信頼区間	47
3.2.2	近似法による個人のオプション価格の信頼区間推定法	47
	(1) テーラー展開に基づく信頼区間推定法	47
	(2) エッジワース展開に基づく信頼区間推定法	48
3.2.3	シミュレーション法による個人のオプション価格の信頼区間推定法	51
3.3	仮想データを用いた数値検証	52
3.3.1	調査精度を変化させたケース	53
3.3.2	サンプル数を変化させたケース	58
3.4	実データを基にした数値検証	62
3.4.1	調査概要	62
3.4.2	数値事例による検証結果	65
3.5	結語	67
第4章	SPデータを基にした推計便益の信頼区間推定法の開発	74
4.1	緒言	74
4.2	SPデータを基にした推計便益の信頼区間推定法の定式化	76
4.2.1	離散選択モデルを用いたCVMモデルの定式化	76
	(1) 異質分散性を考慮したランダム効用モデル	76
	(2) 個人の支払意思額平均値の推定量	77
	(3) 個人の支払意思額平均値の信頼区間	78
4.2.2	解析法による個人の支払意思額平均値の信頼区間推定法	79
4.2.3	近似法による個人の支払意思額平均値の信頼区間推定法	80
	(1) テーラー展開に基づく信頼区間推定法	80
	(2) エッジワース展開に基づく信頼区間推定法	82
4.2.4	シミュレーション法による個人の支払意思額平均値の信頼区間推定法	83
4.3	仮想データを用いた数値検証	84
4.3.1	調査精度を変化させたケース	84
4.3.2	サンプル数を変化させたケース	89
4.4	実データを基にした数値検証	93

4.4.1	調査概要	93
4.4.2	数値事例による検証結果	95
4.5	結語	100
第 5 章	費用便益分析指標を基にしたプロジェクト採択のリスク分析法の開発	106
5.1	緒言	106
5.2	費用便益分析指標を基にしたリスク分析法の定式化	107
5.2.1	費用と便益の推計精度を考慮した費用便益分析モデルの定式化	107
5.2.2	純現在価値を代表指標としたリスク分析法	110
	(1) 純現在価値の信頼区間推定法	111
	(2) プロジェクト採択確率の推計法	111
5.3	仮想データを用いた数値検証	111
5.4	既往データを基にした試算	117
5.5	結語	125
第 6 章	結論	129
付録 A	社会基盤整備プロジェクトの便益計量化理論	i
A.1	基礎モデル	i
A.2	市場財の価格変化に対する厚生変化の貨幣測度	iii
A.2.1	市場財の価格変化に対する消費者余剰	iii
A.2.2	市場財の価格変化に対する補償変分	v
A.2.3	市場財の価格変化に対する等価変分	vi
A.2.4	消費者余剰と補償変分・等価変分の関係	vii
A.3	非市場財の環境質変化に対する厚生変化の貨幣測度	vii
A.3.1	非市場財の環境質変化に対する補償変分	viii
A.3.2	非市場財の環境質変化に対する等価変分	ix
A.3.3	弱補完性によるアプローチ	x
付録 B	離散選択モデルの基礎理論	xiv
B.1	ランダム効用理論	xiv
B.2	プロビットモデルの導出	xv
B.3	ロジットモデルの導出	xvii

付録 C	CECVMによる個人の支払意思額平均値の推定量	xix
C.1	プロビットモデルのケース	xix
C.2	ロジットモデルのケース	xxi
付録 D	費用便益分析の基礎理論	xxiii
D.1	評価指標と採択基準	xxiii
D.2	評価指標と採択基準間の関係	xxiv

第 1 章

序論

1.1 研究の背景

1.1.1 社会基盤整備プロジェクトの経済評価の必要性

社会基盤整備プロジェクトの経済的評価法として費用便益分析の重要性が広く認識され始めている。その背景は、公共事業の効率性と事業実施過程の透明性確保に対する社会的要請が高まり、国民の納得が得られる形での説明責任(アカウンタビリティ)の遂行が強く求められていることにある。費用便益分析は、経済的な視点から個別プロジェクトの有益性やプロジェクト(代替案)間の優劣比較の評価を行い、事業実施以前にプロジェクト採択の経済的妥当性を評価する事業評価法である。また、費用便益分析は、事業の投資対効果を貨幣価値を用いて評価するため、プロジェクトの効果・必要性を国民に理解し易い形で公表し得る事業評価法としても期待できる。しかしながら、現在のところ費用便益分析の実施に際しては、推計された費用や便益の平均値(期待値)等の代表値を用いた評価が主体となっており、経済的妥当性の評価の透明性が十分確保されているとは言い難い。国民が納得が得られる形でプロジェクトを推進していくためには、経済的妥当性に関する評価結果が示されることはもちろん、それに加えて十分な説明責任を果たし、評価に際して用いられたデータ、分析方法等のプロセスや評価値の正確な情報を提供していくことが必要であろう。

高度経済成長期には、急激な経済成長を背景として、人口、産業等の都市部への集中・過大化が急速に進み、農村部との地域格差問題が顕著に現われた。そのため、我が国の社会資本は、1962年に策定された全国総合開発計画を始めとして、都市基盤施設の充実、地域格差の是正等を主体とした社会資本ストックの形成が進められてきた(表1.1, 図1.1参照)。その後、我が国の経済が安定成長期に入り、それまでの急速な成長拡大がもたらした公害問題等の様々な問題の反省から、真の国民生活の豊かさ、ゆとり、うるおい等が追求されるようになってきた。経済が成熟化し、国民の価値観が多様化し、真の国民生活の豊かさが求められる現在では、性能面からの社会資本ストックの質的向上、とりわけ、環境問題

への対応を含めた生活環境の高質化整備等が重要な課題となってきた。

他方、我が国では、バブル崩壊後、景気対策として累次の経済対策が講じられ、景気回復に大きな役割を果たしたが、同時に財政赤字の拡大と公的債務の累増を招き、現在のところ財政再建が必須の課題となっている。この中では、公共投資の規模についても実質的な縮減等が議論されている。また、近年の国民のコスト意識の高まりや社会基盤整備に対するニーズの多様化・高質化を背景とし、公共投資の内容や分野間・地域間の配分が社会構造の変化に対応せず硬直的であること等の批判も強まってきている。

しかしながら、公共事業には社会資本の利用者である国民の福祉向上を目的とした良質な社会資本ストックの形成および社会基盤の提供を実現する意義がある。個別の社会資本整備の到達度からみると、下水道等の基盤整備は未だ整備途上にあり(表1.2参照)、今後とも継続した量的整備が必要である。また、並行して、国民の生活環境の高質化を目的とした良質な社会資本ストックの形成が必要である。このような状況の下、公共事業に対する国民の不信感を払拭し、必要な分野への重点的投資を行わなければ、真に整備が必要な分野の社会基盤整備が困難になる可能性がある。そのため、政府は、社会基盤整備プロジェクトの事業評価システムを早急に確立し、公共事業の一層の効率性を図るとともに、事業実施過程の透明性確保を目的とした説明責任を着実に実行することが必要である。

建設省(現；国土交通省)では、公共事業の効率性および実施過程の透明性の一層の向上を図ることを目的に、平成10年3月に「建設省所管公共事業の新規事業採択時評価実施要領¹⁾」および「建設省所管公共事業の再評価実施要領²⁾」を策定するに至った。これに基づき、平成10年度(平成11年度予算)より新規事業の採択時の費用対効果を含む事業評価と事業採択後一定期間が経過している事業等の再評価を行い、その結果を公表するという決定がなされた。また、平成11年3月には、費用対効果分析を実施するに当たって考慮すべき留意事項、共通化できる数値等について統一的取扱いを定めた「社会資本整備に係る費用対効果分析に関する統一的運用指針³⁾」を策定している。この統一的運用指針では、費用対効果分析の結果を対象事業の効果が生じる地域の住民を始め、国民が一般に広く知りうる方法で公表することを規定している。さらに、公共事業関連省庁間における「費用対効果分析の共通的な運用方針(試行案)⁴⁾」および事後評価としての「建設省所管公共事業の事後評価基本方針(案)⁵⁾」を策定し試行段階に入っている。このように、今後、社会基盤整備プロジェクトの事業採択時には、事業の必要性、費用対効果分析をはじめとし、関連計画との整合性、地元との合意状況等を総合的に評価・公表することが義務付けられている。

本研究では、費用便益分析の信頼性確保として、費用や便益の推計精度を直接的に考慮し得る分析法の開発に着目する。このような手法を開発することで、公共事業評価法としての費用便益分析の信頼性を高め、公共事業の効率性と事業実施過程の透明性確保に寄与

するものと考えている。

なお，一般に費用対効果分析とは事業費用に対し貨幣表示することが容易でない効果も含めて評価する分析手法と定義され，費用便益分析とは事業費用に対し効果を数量的に計測して貨幣単位に換算した評価を行う分析手法と定義される．本研究においては，社会基盤整備プロジェクトの経済的評価法として，費用便益分析に限定して議論する．

表1.1 社会資本施設

注) 新経済社会7ヵ年計画(1979-85年)における公共投資⁶⁾をもとに作成

部門		主な施設
生活環境	環境衛生	水道，下水道，廃棄物処理施設，都市公園，自然公園
	公共賃貸住宅	公営住宅，公団住宅，公庫住宅
	厚生福祉	保健医療施設，社会福祉施設
	文教	学校施設，学術施設，社会教育施設，社会体育施設，文化施設
交通通信	道路	一般道路，有料道路
	鉄道	日本国有鉄道，地下鉄等
	港湾	港湾基本施設，港湾機能施設等
	航空	空港，航空路施設等
	電気通信	電気通信施設
国土保全	国土保全	治山施設，治水施設，水資源開発施設，海岸施設
農林漁業	農林漁業	農業生産基盤，林道，造林，漁港，沿岸漁場整備等
その他		災害復旧，官庁営繕，労働福祉施設，学校設備，工業用水道，公営電気，公営ガス，石油備蓄，急傾斜地崩壊対策等

1.1.2 費用便益分析の現状

社会基盤整備プロジェクトの経済的評価法である費用便益分析(CBA：Cost Benefit Analysis)は，社会基盤整備プロジェクトの費用と便益を算出し，経済的な視点から個別プロジェクトの採択や，プロジェクト(代替案)間の優劣比較を行う評価法である．費用便益分析では，基本的にプロジェクトを実施した場合と実施しなかった場合の有無比較法(with and without comparison method)の下，計画案の幾つかの主要な効果について便益の計量化を行い，建設費や維持管理費等の費用についても試算を行い，主要施設のプロジェクトライフを考慮した費用と便益の比較を行うことによって事業の経済的妥当性に関する検討が行われる．

その歴史は，1844年のフランスの土木技師Dupuitの研究にその端を発し，その後数十年間の懐妊期間を経て，1902年アメリカにおいて河川・港湾法(the river and harbor act)に取り入れられて以来，特に内水路開発の推進の過程の中で発達してきた．わが国には，アメリカのTVA開発方法の導入とともに総合開発の評価法として用いられたこともあった

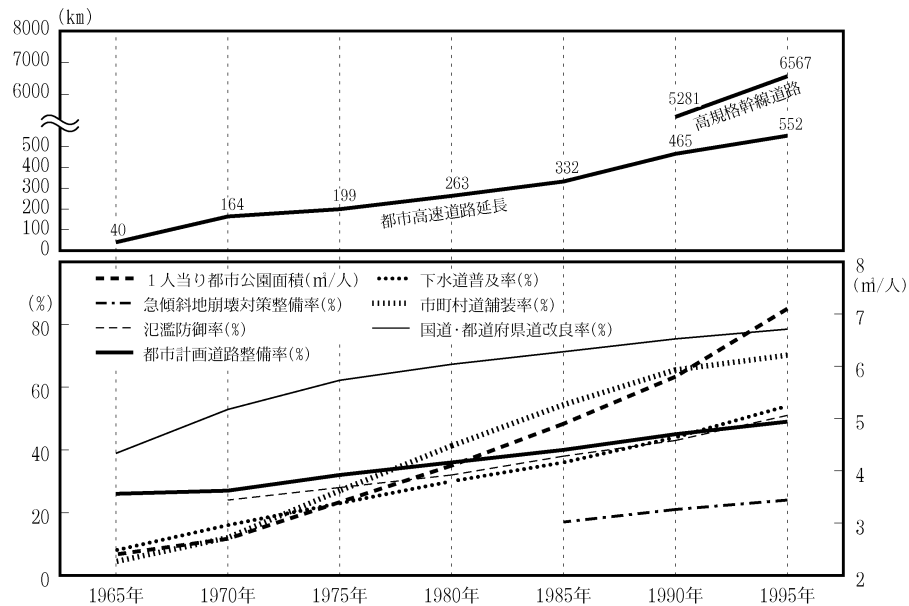


図1.1 我が国の社会資本整備の推移

注) 建設白書2000⁷⁾をもとに作成

表1.2 社会資本整備水準の国際比較

注) 建設白書2000⁷⁾をもとに作成

分野	日本			諸外国の現状			
	指標	現在水準	21世紀初頭の目標	イギリス	ドイツ	フランス	アメリカ
下水道	普及率	58% (’98年度末)	概ね90%	97% (’95)	92% (’95)	81% (’94)	71% (’92)
都市公園等	都市計画対象人口1人当り面積	全国 7.7m ² 東京区部 3.0m ² (’98年度末)	概ね20m ²	26.9m ² ロンドン (’97)	27.4m ² ベルリン (’95)	11.8m ² パリ (’94)	29.3m ² ニューヨーク (’97)
住宅	1人当り床面積	33m ² (’98)	—	38m ² (’91)	38m ² (’93)	37m ² (’92)	60m ² (’93)
道路	高規格幹線道路延長	7,548km (’99年度末)	14,000kmのネットワークの概成	3,303km (’98)	11,400km (’98)	10,300km (’98)	88,727km (’97)
治水	氾濫防御率(全体)	52% (’96)	大河川については当面目標(30～40年に一度発生する規模の降雨に対応)について概成	1/1000規模の高潮による氾濫被害の防止 テムズ川(高潮)完成 (’83)	1/500規模の洪水による氾濫被害の防止 ライン川下流完成 (’93)	1/100規模の洪水による氾濫被害の防止 セーヌ川完成 (’88)	1/500規模の洪水による氾濫被害の防止 ミシシッピ川本川堤防整備率79% (’93)
	氾濫防御率(大河川)	65% (’96)					
	氾濫防御率(中小河川)	44% (’96)					

が、定着するには至らなかった。また、1970年代初頭、アメリカより費用便益分析より広範囲に公共支出全体(予算編成)の効率化を目標とした評価手法PPBS(Planning Programming Budgeting System)の導入も図られたが、同様に定着することは無かった。その後、厚生経済学を背景とする公共投資論との関係に関する分析や、困難性ゆえに遠ざけられていた便益計測に関する実際的手法が逐次提案されるに及んで、再び認識が改められるに至っている^{8, 9)}。

我が国においても、現在では、多くの社会基盤整備プロジェクトにおいて費用便益分析の実用化検討が進められている。特に、事業便益の計量化法については、平成10年6月「社会資本整備に係る費用対効果分析に関する統一的運用指針(案)」の策定を期に、河川、道路、下水道、土地区画整理、鉄道、港湾等の事業について積極的なマニュアル整備が進められている。また、各事業のマニュアル整備の中では、各々の事業特性を踏まえた便益計量化手法の検証が行われ、標準的な調査仕様等についても整備がなされつつある。各事業の代表的なマニュアル整備状況を表1.3に示す。

1.1.3 社会基盤整備プロジェクトの経済評価の課題

1) 生活環境の高質化便益の推計

社会基盤施設の整備は、利用者である国民の福祉向上とともに、国民の生活環境を高質化させる。特に、下水道施設、都市公園、住宅、道路、治水等の整備は地域の生活環境質を向上させる。また、昨今の多自然型河川整備や貯水池環境保全等の環境保全・創出施策および道路騒音対策、景観対策、大気汚染対策等の生活環境対策も同様に地域の生活環境質を向上させる。

平成10年3月策定の新・全国総合開発計画²⁰⁾では、21世紀初頭には社会資本が全体として概ね整備されることを目標とし、21世紀の国土のグランドデザインとして都市部においては安全でゆとりとうるおいのある生活を実現するため、地域住民の生活質向上と地域の活力の維持増進を目的として、防災機能の強化、居住水準の向上、都市・生活環境の整備および都市的利便性の向上を図ることが計画されている。また、多自然居住地域の創造にあたっては、中小都市等と農山漁村との連携により整備が遅れている生活基盤の整備を推進することと併せて、森林、農地、河川、海岸、集落等の地域空間の管理を推進することが計画されている。

一方、これらの生活環境の高質化整備の事業採択時においても、今後、事業評価として費用便益分析の実施およびその結果の公表が必要となる。生活環境の高質化整備の実現時には、社会的な生活環境質は向上するが、社会基盤施設の多くが利用料金(価格)が存在しない非市場(公共)財であることから、事業実施以前の費用便益分析時においては何らかの

表1.3 各事業における費用便益マニュアル(案)

注) 各事業のマニュアル(案)^{3, 10, 11, 12, 13, 14, 15, 16, 17, 18, 19)}をもとに作成

対象事業	資料名	便益計測項目	主要な 便益計量化法	評価指標
建設省統一指針	社会資本整備に係る 費用対効果分析に關 する統一的運用指針	-	代替法, 消費者余剰法, ヘドニック法, 仮想評価法, 旅行費用法	CBR
土地区画整理 事業	土地区画整理事業に おける費用便益分析 マニュアル(案)	地価上昇便益	ヘドニック法	CBR
下水道事業	下水道事業における 費用便益分析 マニュアル(案)	生活環境改善便益, 水洗化便益, 水質改善便益, 浸水防除便益, 施設空間利用便益	代替法, 仮想評価法, ヘドニック法	CBR (NPV)
河川・ダム事業	治水経済調査マニ ュアル(案)	期待被害額軽減便益 (直接被害, 間接被害)	代替法	CBR
	河川に関わる環境整備 の経済評価の手引き (試案)	河川環境改善便益	代替法, ヘドニック法, 仮想評価法, 旅行費用法	CBR
道路・街路事業	道路投資の評価に關 する指針(案)	利用者便益 (走行時間短縮, 走行 経費減少), 交通事故減少便益, 環境改善便益	消費者余剰法 (原単位法)	NPV CBR IRR
	街路事業における費用 便益分析マニュアル (案)	利用者便益 (走行時間短縮, 走行 経費減少), 交通事故減少便益, 維持管理費用軽減便益	消費者余剰法 (原単位法)	CBR
住宅市街地整備 総合支援事業	住宅市街地整備総合 支援事業費用対効果 分析マニュアル	地価上昇便益	ヘドニック法	CBR
鉄道事業	鉄道プロジェクトの 費用対効果分析 マニュアル ⁹⁷	利用者便益(時間短縮, 移動費用軽減), 供給者便益	消費者余剰法	NPV CBR IRR
港湾事業	港湾投資の評価に 関するガイドライン	輸送コスト軽減, 交流機会増加, 環境改善, 安全, 業務効率	消費者余剰法, 仮想評価法, 旅行費用法他	NPV CBR IRR
水道事業	利水経済調査要綱(案) 活用マニュアル	渇水被害軽減便益	代替法 (原単位法)	CBR

* NPV (Net Present Value : 純現在価値)
CBR (Cost Benefit Ratio : 費用便益比)
IRR (Internal Rate of Return : 内部収益率)

代理市場等を用いた便益評価が必要となる。

非市場(公共)財の生活環境質改善便益の計量化手法としては、これまでに、代理市場を用いた代替法や消費者余剰法、旅行費用法(Travel Cost Method)、ヘドニック法(Hedonic Approach)、および仮想的な環境質変化に対する支払意思額を直接被験者に質問する仮想評価法(CVM: Contingent Valuation Method)等の研究成果が蓄積されてきている。これらの手法は表1.3の各事業のマニュアル整備状況にも示すとおり社会基盤整備プロジェクトの費用便益分析への実用段階に近づいてきている。特に、CVMは他の手法では計量化できない非利用価値等の便益計量化が可能であるとともに、実在する財のみならず仮想的なプロジェクトに対する便益評価が可能である。また、CVMについては、1993年にアメリカ商務省国家海洋大気管理局(NOAA)が報告したNOAAガイドライン²¹⁾において、自然資源の損害賠償に関する訴訟において議論を開始するための材料として十分な信頼性を提供することができると結論付けており、CVMが信頼性を確保するための必要条件がとりまとめられている。しかしながら、非市場財の社会基盤整備プロジェクトの推計便益の信頼性に関しては未だ批判が多いのも事実であり、実用に向けては今後のさらなる実証検証および推計便益の信頼性を客観的に評価する方法論の確立が必要となっている。

2) 新しい社会資本整備方策への取り組み

生活環境の高質化を図り魅力的な地域づくりを実現するためには、行政のみならず、地域住民、ボランティア団体、民間企業等の多様な主体による地域づくりを全面的に展開していくことが望ましい。多様な主体の参加は、従来の行政単独では十分に対応しきれなかった分野を補完するのみならず、多様な要請に対応するきめ細かいサービスの提供と質的向上を可能とする。我が国においても新しい社会資本整備方策として、民間の資金力、技術力、経営能力を活用し、市場原理を機能させることで一層効率的な社会資本整備を可能とするPFI(Private Finance Initiative)の導入検討が開始され、平成10年5月に建設省による「日本版PFIガイドライン²²⁾」が策定されている。諸外国ではイギリスのPFIを始めとして、フランスのConcession、アメリカのPrivatizationの他、導入背景は異なるもののドイツ、オーストラリア、ニュージーランド、カナダ、韓国等で民間活力の活用が図られている。イギリスでは現在、有料道路、有料橋、建物、情報サービスなど多岐に渡る分野のPFIプロジェクトが進められている。

日本版PFIの主目的は、行政の効率化とともに、国・地方公共団体の財源負担の軽減、早急な社会資本の整備にある。一方、公共性の高い事業に民間主体を積極的に参画させ公的支援を実施することから、プロジェクト採択の評価基準や選定プロセス等に関する一層の透明性の確保・説明責任の遂行が必要条件となる。また、PFIでは従来公共主体が負担していた事業リスクを民間側に移転(分担)することから、需要リスク、建設費超過リスク、開

業遅延リスク、パフォーマンスリスク等について明確な官民リスク分担が必要となる。そのため、事業の計画段階におけるプロジェクト評価、特に経済的視点からの費用便益分析・財務分析の結果がPFI事業成立の最重要な意思決定情報となることから、プロジェクト採択のリスクマネジメントとしてプロジェクトの経済評価の結果が有する不確実性をより厳密に評価可能な方法論の確立が求められているのが現状である。

3) 推計された費用・便益のリスク評価

一方、社会基盤整備プロジェクトにおける費用便益分析の実施に際しては、現在のところ便益の計量化自体に主眼が置かれており、推計された費用や便益の平均値等の代表値を用いた評価が主体となっている。費用や便益が何らかの設定条件とデータをもとに推計される限り、推定された便益や費用がばらつきを持つことは避けがたい。しかしながら、推定された便益や費用の信頼度を客観的に評価する方法が現在のところ未整備であることから、費用や便益のばらつきを考慮したリスク評価はあまり多くは行われていない。

費用便益分析の有する不確実性へのアプローチとしては、感度分析とリスク分析が存在する⁹⁾。以下、リスク分析とは、推計費用と推計便益の有する不確実性を客観的な確率分布として取扱い、定量的に評価可能な意味に限定して用いる。

現在、費用便益分析の有する不確実性へのアプローチとして一般的に用いられているのは感度分析である。感度分析では、代表的な費用便益分析指標である純現在価値や費用便益比等の算定時において、与条件の不確実性を考慮する視点から、需要、費用、便益、社会的割引率、工期等に特定の変動幅を与えることでプロジェクト評価の経済的安定性が確認される。しかしながら、感度分析をもとに純現在価値や費用便益比等を算定し採択基準を満たしたとしても、費用や便益の推計精度を考慮した場合においては純現在価値や費用便益比等の評価指標が採択基準を満たさないリスクが存在する。一方、費用便益分析の投入要素に対して生起する確率分布を想定し、費用や便益の不確実性を客観的な確率分布として取扱い評価指標にも確率分布を与えるのがリスク分析である。そのため、リスク分析では評価指標も確率分布として表現され、評価指標が許容できない採択基準以下になる確率を定量的に示すことができる。

一例として、評価指標に純現在価値(NPV: Net Present Value)を取上げ、2つのプロジェクトAおよびBに対応するNPVの確率分布が図1.2に示すよう推計されたとする。この場合、従来のようにNPVの平均値のみで評価するならば、NPVの平均値の高いproject Bが採択されることとなる($\bar{B} \geq \bar{A}$)。一方、project BのNPVの分散は大きく、採択基準($NPV \geq 0$)を下回る確率が存在する。NPVの推計結果のリスクを考慮すれば、project Aは採択基準を下回る確率が存在せず、project Bより優れていると判断することも可能となる。

費用便益分析が推計された費用と便益をもとに、純現在価値や費用便益比等を代表指標

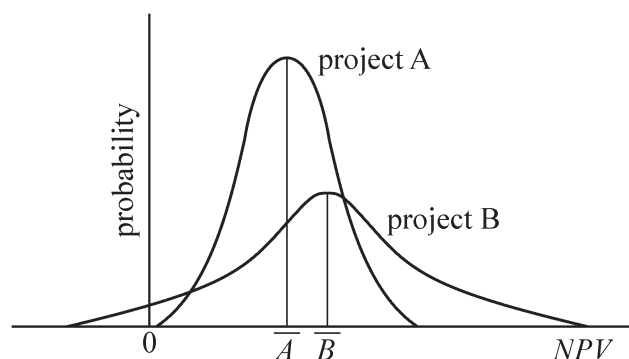


図1.2 純現在価値NPV のリスク分析

としてプロジェクトの事前の経済的妥当性を評価する限り、プロジェクト採択が妥当視される確率として評価指標の値が許容可能な採択基準値以上となる確率を定量的に示し得るリスク分析の結果は、社会基盤整備プロジェクトのリスクマネジメント²³⁾として、プロジェクト採択の意思決定段階の有用な情報になり得ると考えられる。

4) 離散選択モデルを用いたアプローチ

社会基盤整備プロジェクトの便益計量化手法は、市場財、非市場(公共)財を含め多くの研究成果が蓄積されてきている。中でもとりわけ、離散選択モデル(Discrete Choice Model)^{24, 25, 26)}を用いたアプローチが近年盛んに研究されつつある。離散選択モデルは人々の市場行動(意思決定)が離散型の選択行動(採択・非採択、居住地選択、目的地選択、ルート選択等)をとることに対する行動分析モデルであり、このような離散選択行動が現実の市場において見られることは多い。また、費用便益分析がプロジェクトの有無比較法(with and without)を原則とすることから、プロジェクト評価にも適合し易いモデル形式といえる。

ロジットモデルに代表される離散選択モデルは、交通施設整備等による直接的便益の評価等の利用にとどまらず、旅行費用法によるレクリエーション便益の計量化やCVMによる環境質改善等の便益を評価する際にも用いられており、便益の計量化手法を構成する基礎的なツールとなっている。離散選択モデルのパラメータの推定に際しては、その有意性や現象説明力に関して仮説検定等が行われ、その精度が客観的に確かめられるような手法が確立している。しかしながら、離散選択モデルでは、個人の効用は確率的変動項を含むため、個人の支払意思額の算定に際しては期待値や最頻値等の代表値を用いる必要があり、他の便益計量化手法同様に推計便益の信頼性を定量的に評価する手法は未だに確立されてい

い。一方、CVMに関しては、早くから推定便益の信頼性に関して疑問が投げかけられたこともあって、特に離散選択行動モデルを適用した二項選択形式(CECVM: Closed-ended Contingent Valuation Method)において、平均値(期待値)主体で議論がなされてきた推計便益の信頼性を客観的に評価するための幾つかの手法が開発がされてきている。これまでに、ブートストラップ法²⁷⁾や推計パラメータの漸近正規性を援用したシミュレーション法²⁸⁾や、支払意思額関数をもとに推計便益の分散を解析的に求める手法^{29, 30)}等が推計便益の信頼性を評価するための手法として提案されてきている。

以上の社会基盤整備プロジェクトの経済評価が有する課題を総括すると、社会基盤整備プロジェクトの経済評価実施時点の課題としては、1) 従来計量化が行われることが少なかった非市場財の社会基盤整備便益の精度ある計量化が必要であること、2) 推定された便益や費用の有する不確実性を客観的に評価する方法として、費用や便益の推定精度を考慮したリスク分析法を確立すること、3) 費用便益分析全体を通じて従来平均値主体で評価がなされてきた費用便益分析指標に対して、社会基盤整備プロジェクトのリスクマネジメントとして、プロジェクト採択が妥当視される確率を定量的に示すリスク分析法を確立すること、となる。

また、これらの課題の具体的な改善策として、1) 社会基盤整備プロジェクトの種々の便益計量化法に対し推定便益の信頼性評価法を開発すること、および2) 費用便益分析指標を基にしたプロジェクト採択のリスク分析法を開発することが課題であると考えられる。

1.2 研究の目的と構成

1.2.1 研究の目的

本研究では、以上の問題意識のもとに、社会基盤整備プロジェクトの事前の経済評価のリスク分析として、社会基盤整備プロジェクトの種々の便益計量化手法の中から、離散選択モデルを用いた推定便益の信頼性評価法を開発することを目的とする。また、開発された推計便益の信頼性評価法を拡張し、費用便益分析指標を基にしたプロジェクト採択のリスク分析法の開発を試みる。このような手法を開発することで、社会基盤整備プロジェクトの経済評価のリスク分析法を確立し、種々のリスクを考慮したプロジェクト採択支援の方法論を提供したいと考えている。

1.2.2 研究の構成

以下、本研究の着眼点について整理する。

第一に、社会基盤整備プロジェクトの推計便益のリスク分析として、離散選択モデルを用いた種々の便益計量化法に対して、推定される便益の信頼性評価法の開発を行う。具体的には、離散選択モデルをもとにした非市場(公共)財の代表的な便益計量化手法として、旅行費用法および仮想評価法(CVM)を対象に、推計便益の信頼性評価法として信頼区間推定法を提示する。本稿の第2章から第4章までがこれに相当する(図1.3参照)。

第二に、開発された推計便益の信頼性評価法を拡張し、費用便益分析指標を基にしたプロジェクト採択のリスク分析法の開発を行う。具体的には、費用と便益の推計精度を考慮したリスク分析法として、費用便益分析の代表的評価指標である純現在価値と費用便益比を対象に、純現在価値と費用便益比の信頼区間推定法、およびプロジェクト採択が妥当視される確率として純現在価値と費用便益比の採択基準を満たす確率(プロジェクト採択確率)を求める分析法を提示する。本稿の第5章がこれに相当する(図1.3参照)。

以下に各章の内容について概説する。

第2章では、社会基盤整備プロジェクトの便益計量化に関する基礎理論および離散選択モデルを用いた社会基盤整備便益の計量化に関する既往の研究成果についてとりまとめ、本研究の位置付けを明らかにする。具体的には、まず社会基盤施設の特性(市場性・非市場性)について整理を行い、社会基盤整備プロジェクトの効果に関する発現メカニズムを整理する。次いで、社会基盤整備便益の測度に関する基礎理論を整理し、非市場財に関する代表的な便益計量化手法に関する既往の研究成果をとりまとめる。さらに、非市場財の便益計量化手法として、特に離散選択モデルを用いた便益計量化法に着目し、離散選択モデルの基礎理論の整理および便益計量化に関する既往の研究成果をとりまとめる。また、調査データ形式として顕示選好(RP)データと選好意識(SP)データの特性を踏まえ、便益計量化手法の整理を行う。最後に、推計便益の信頼区間推定法に関する既往の研究成果をとりまとめ、本研究の位置付けを明らかにする。

第3章では、推計便益のリスク分析としてRP(顕示選好)データを基にした推計便益の信頼区間推定法の開発を行う。ここでは、RPデータを基にした便益計量化手法として旅行費用法に着目し、離散選択モデルを用いた個人のレクリエーション便益の計量化のための基礎モデルの定式化とともに、推計便益の信頼区間推定法の定式化を行う。具体的には、まず、離散選択モデルを用いた個人のレクリエーション便益計量化のための基礎モデルの定式化を行い、個人のオプション価格の信頼区間推定法を示す。ここで、旅行費用法をもとにした便益計量化のための推定量(オプション価格)は非線形関数となる。このため、便益の期待値の信頼限界を解析解として求めることはできない。そこで、第3章では離散選択モデルの推計結果から得られるパラメータが漸近正規性を有することを利用して、オプション価格として与えられる個人のレクリエーション便益の信頼区間推定法として、(1)テラー

展開およびエッジワース展開を用いた解析的な近似法，(2)シミュレーション法として多変量正規乱数を適用したパラメトリック・シミュレーション法を提示する．さらに，定式化した信頼区間推定法の有用性を検証することを目的として，モンテカルロ法によって得た仮想的なデータを用いて離散選択モデルの推定を行うとともに，実際にレクリエーション便益の信頼区間を算定して各々の手法の適用可能性に関する検証を行う．加えて，アンケート調査を実施し，実証的研究から得られる便益の信頼性を検討する．最後に本章で得た知見をとりまとめる．

第4章では，推計便益のリスク分析としてSP(選好意識)データを基にした推計便益の信頼区間推定法の開発を行う．ここでは，SPデータを基にした便益計量化手法として仮想評価法(CVM)に着目し，離散選択モデルを用いたCECVMによる便益計量化のための基礎モデルの定式化とともに，推計便益の信頼区間推定法の定式化を行う．ここで，CECVMをもとにした便益計量化のための推定量(個人の支払意思額平均値)も非線形関数となるが，その形状の特殊性を利用し，第3章同様に離散選択モデルの推計結果から得られるパラメータの漸近正規性を利用することで，解析的な信頼区間推定法の定式化が可能であることを示す．さらに，ここでは，支払意思額の分散は個人属性に依存し属性毎に異なると考えた場合の，個人の均質分散性の制約を与えない異質分散性を考慮した離散選択モデルの定式化および推計便益の信頼区間推定法も併せて提示する．具体的には，まず，支払意思額の分散は個人属性に依存し属性毎に異なると考えた場合の，個人の異質分散性を考慮したCECVMモデルの定式化および便益計量化のための基礎モデルの定式化を行い，個人の支払意思額平均値の信頼区間推定法として(1)解析法による信頼区間推定法の定式化が可能であることを示す．次に，第3章同様に(2)テラー展開およびエッジワース展開を用いた解析的な近似法，(3)シミュレーション法として多変量正規乱数を適用したパラメトリック・シミュレーション法を提示する．また，定式化した信頼区間推定法の有用性を検証することを目的として，モンテカルロ法によって得た仮想的なデータを用いて離散選択モデルの推定を行うとともに，実際に個人の支払意思額平均値の信頼区間を算定し，解析法から得られた信頼区間推計結果を基準として各々の手法の有用性に関する検証を行う．さらに，実証データに基づいた便益の信頼性を検討し，最後に本章で得た知見をとりまとめる．

第5章では，社会基盤整備プロジェクトの事前の経済評価のリスク分析として，費用便益分析指標を基にしたプロジェクト採択のリスク分析法の開発を行う．ここでは，費用と便益の推計精度を考慮したリスク分析法として，費用便益分析の代表的評価指標である純現在価値と費用便益比を対象に，純現在価値と費用便益比の信頼区間推定法およびプロジェクト採択が妥当視される確率として純現在価値と費用便益比の採択基準を満たす確率(プロジェクト採択確率)を求める分析法を開発する．具体的には，まず，複数の費用と便益の推

計結果が得られた場合の、費用と便益の推計精度を考慮した費用便益分析モデルの定式化を行い、費用便益分析指標を基にしたリスク分析モデルが純現在価値を代表指標として定式化可能なことを示し、プロジェクト採択のリスク分析法として純現在価値の信頼区間推定法およびプロジェクト採択が妥当視される確率として純現在価値の採択基準を満たすプロジェクト採択確率を求める分析法を提示する。次に、定式化したリスク分析法の有用性検証を目的として、仮想的なプロジェクトを例とした数値検証を行い、さらに、既往データを基にした試算として第3章および第4章で構築した実データモデルと既往プロジェクトの計画時と竣工時の事業費の乖離率を適用した試算を行うことで、最後に、本章で得た知見をとりまとめる。

第6章では、本研究全体において得た知見を整理し、結論を述べるとともに、今後の研究課題について言及する。

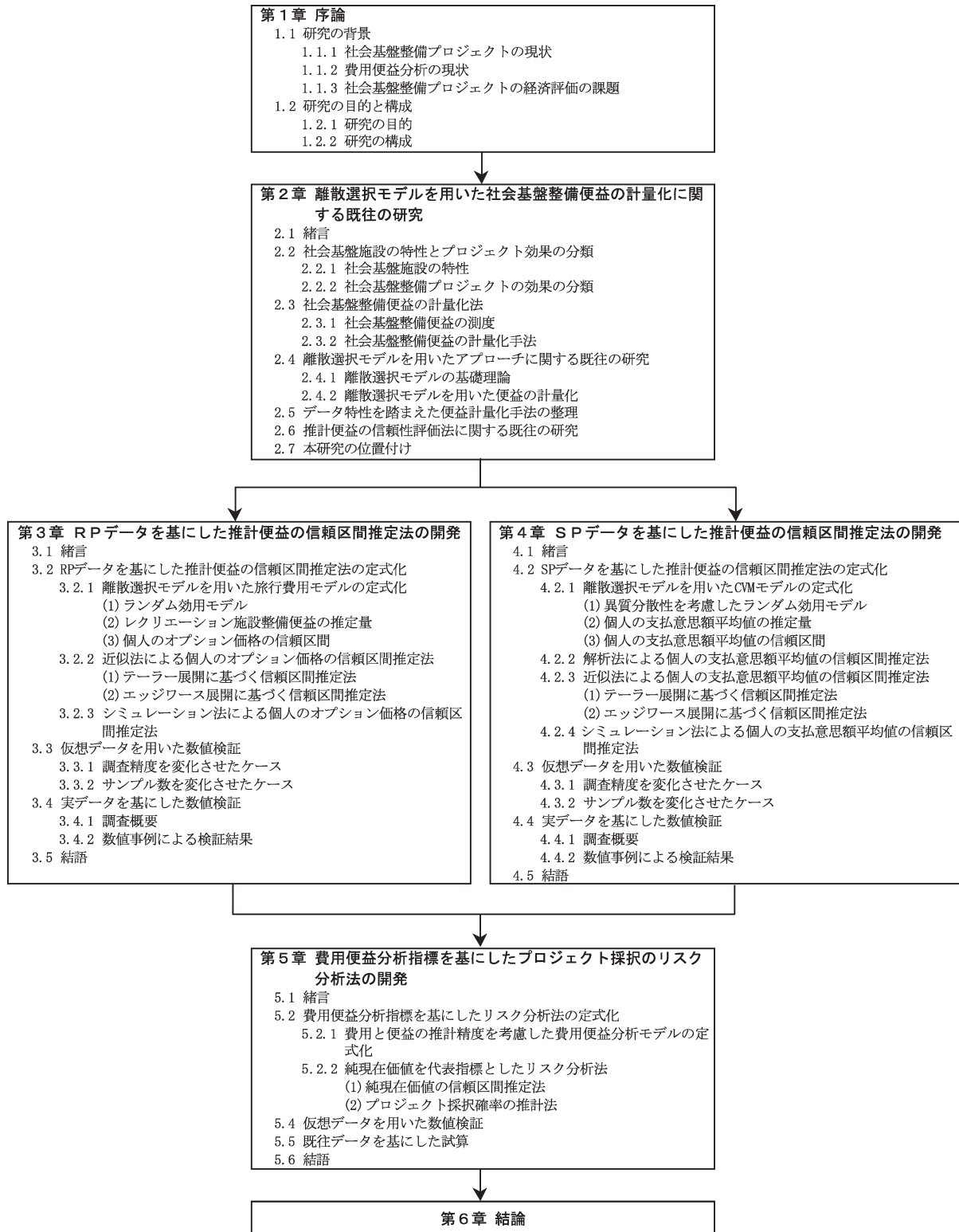


図1.3 研究の構成

参考文献

- 1) 建設省：建設省所管公共事業の新規事業採択時評価実施要領, 1998.
- 2) 建設省：建設省所管公共事業の再評価実施要領, 1998.
- 3) 建設省：社会資本整備に係る費用対効果分析に関する統一的運用指針, 1999.
- 4) 建設省：費用対効果分析の共通的な運用方針(試行案), 1999.
- 5) 建設省：建設省所管公共事業の事後評価基本方針(案), 1999.
- 6) 経済企画庁総合計画局編：日本の社会資本, 東洋経済新報社, 1998.
- 7) 建設省編：建設白書2000, 2000.
- 8) 土木学会編：第四版土木工学ハンドブックI, 第2編社会資本, pp.51-82, 1989.
- 9) 土木学会編：第四版土木工学ハンドブックII, 第53編プロジェクトの評価, pp.2163-2192, 1989.
- 10) 建設省都市局：土地区画整理事業における費用便益分析マニュアル(案), 1999.
- 11) 社団法人日本下水道協会：下水道事業における費用効果分析マニュアル(案), 1998.
- 12) 建設省河川局：治水経済調査マニュアル(案), 1999.
- 13) 河川に関わる環境整備の経済評価研究会：河川に関わる環境整備の経済評価の手引き(試案), 1999.
- 14) 道路投資の評価に関する指針検討委員会編：道路投資の評価に関する指針(案), 1998.
- 15) 建設省：街路事業における費用便益分析マニュアル(案), 1998.
- 16) 建設省：住宅市街地整備総合支援事業費用対効果分析マニュアル, 1998.
- 17) 運輸省鉄道局監修：鉄道プロジェクトの費用対効果分析マニュアル97, 1997.

- 18) 港湾投資の社会経済効果に関する調査委員会編：港湾投資の評価に関するガイドライン, 1999.
- 19) 建設省河川局：利水経済調査要綱(案)活用マニュアル, 1997.
- 20) 国土庁：新・全国総合開発計画「21世紀の国土のグランドデザイン」, 1998.
- 21) Federal Register：Report of the NOAA panel on Contingent Valuation, Washington, D.C., US Government, 58(10), pp.4601-4614, 1993.
- 22) 建設省：日本版PFIのガイドライン, 1998.
- 23) 日本リスク研究学会編：リスク学事典, TBSブリタニカ, 2000.
- 24) Ben-Akiva, M. and S.R. Lerman： *Discrete Choice Analysis*, MIT Press, 1985.
- 25) 土木学会土木計画学研究委員会：非集計行動モデルの理論と実際, 1995.
- 26) 交通工学研究会編：やさしい非集計分析, 1993.
- 27) Efron, B. and R.J. Tibshirani： *An Introduction to the Bootstrap*, Chapman & Hall, 1993.
- 28) Krinsky, I. and A.L. Robb：On Approximating the Statistical Properties of Elasticities, *The Review of Economics and Statistics*, 68, pp.715-719, 1986.
- 29) Cameron, T.A. and M.D. James：Efficient Estimation Methods for Closed-ended Contingent Valuation Surveys, *The Review of Economics and Statistics*, 69, pp.269-276, 1987.
- 30) Cameron, T.A.：Interval Estimates of Non-Market Resource Value from Referendum Contingent Valuation Surveys, *Land Economics*, 67(4), pp.413-421, 1991.
- 31) 市川伸一編：認知心理学 4 思考, 東京大学出版会, 1996.
- 32) 細江守紀：不確実性と情報の経済分析, 九州大学出版会, 1987.
- 33) 依田高典：不確実性と意思決定の経済学, 日本評論社, 1997.
- 34) 北海道開発庁・国土庁・運輸省・建設省：国土交通省の政策評価のあり方(案), 2000.

第2章

離散選択モデルを用いた社会基盤整備便益の計量化に関する既往の研究

2.1 緒言

本章では、社会基盤整備プロジェクトの便益計量化に関する基礎理論および離散選択モデルを用いた社会基盤整備便益の計量化に関する既往の研究成果についてとりまとめ、本研究の位置付けを明らかにする。

第2.2節では、社会基盤施設の特性(市場性・非市場性)について整理し、次いで社会基盤整備プロジェクトの効果に関する発現メカニズムを整理する。第2.3節では、社会基盤整備便益の測度に関する基礎理論を整理し、非市場財に関する代表的な便益計量化手法に関する既往の研究成果をとりまとめる。第2.4節では、特に非市場財の便益計量化手法として離散選択モデルを用いた便益計量化法に着目し、離散選択モデルの基礎理論の整理および便益計量化に関する既往の研究成果をとりまとめる。第2.5節では、調査データ形式として顕示選好(RP)データと選好意識(SP)データの特性を踏まえ、便益計量化手法の整理を行う。第2.6節では、推計便益の信頼区間推定法に関する既往の研究成果をとりまとめ、第2.7節で本研究の位置付けを明らかにする。

2.2 社会基盤施設の特性とプロジェクト効果の分類

2.2.1 社会基盤施設の特性

社会基盤施設は、強い公共性の性質を有している。公共財を通常の財(私的財)と区別する性質は、非競合性と非排除性である¹⁾。私的財は一人が消費するとその分は他の人が消費できない。一方、公共財は全員が同じ量を消費することが可能である。公共財の持つこの性質が非競合性である。また、供給の面から見ると私的財は価格を払った人だけに供給されそれ以外の人は消費できない。一方、公共財は一旦一人に供給された場合においても

他の人をその消費から排除することができない。公共財のもつこの性質が非排除性である。

一般に、消防・国防等のように、非競合性と非排除性の両方の性質を持つ財は、純公共財 (pure public goods) と呼ばれる。しかし、純公共財と対極に位置する純粋な私的財との間には、公共財とみなされながら上の2つの性質を必ずしも持たない多数の財がある。このような財は準公共財 (semi-public goods) と呼ばれる。準公共財の例としては料金所の設置により一部の消費者の排除が可能な高速道路や、多くの人が利用すれば混雑し他の人は利用できない公園等が代表的である。

公共財の定義については各種の見解があり統一的な定義は存在しないが、土木工学の分野における公共財の定義としては次の性質を有するものとされている²⁾。

1. 一旦供給されると(例えば国防、行政サービス、司法等)、市民に等しくその便益が及び、等しく消費される(等量消費性、共同消費性)。
2. 対価を支払わなくても、その受益から排除されない(外部性、排除困難性)。
3. 必要最低限度のサービスあるいは最適規模を確保するためには、膨大な生産要素の投入が必要である(規模経済性)。

これらの性質は、市場機構(市場価格の需給調整)による供給に委ねているときは、その存在量が不足するか不均衡になるなど望ましくない状態になるもので、基本的には政治的な決定(投票)によらざるをえないものとされている。また、公共財として社会基盤施設を見た場合、その性質は大規模性、懐妊期間・償還期間の長さ、非分割性、輸入不可能性、非排除性、共同消費性、外部性等があげられる。

公共財の性質によって社会資本(社会基盤施設)を分類したものとして、経済企画庁総合計画局の分類がある²⁾(表2.1参照)。

これらを踏まえると、公共財の性質として社会基盤施設を見た場合、特に注目すべき概念は非排除性であり、社会基盤施設の利用に際して料金(価格)および市場が存在しているか否かという点である。すなわち、社会基盤施設には、交通のような利用料金が存在し市場が成立しているような市場財的社会基盤施設と、生活環境質のように利用料金が存在しない非市場財的社会基盤施設が存在する。市場財的社会基盤施設としては鉄道、有料道路、空港、港湾等が代表的であり、非市場財的社会基盤施設としては治山、治水、下水道(雨水)、一般道路、自然・都市公園等があげられる。

一般に、市場財的社会基盤施設の整備(新設・増設等)に関しては市場財として直接利用に関する収益性の分析に特化した場合、プロジェクトの経済的妥当性の評価は可能である。一方、非市場財的社会基盤施設の整備に対しては、社会的な生活環境質は向上するが、非

表2.1 社会資本 (社会基盤施設) の属性による分類

注) 経済企画庁総合計画局 (1987) による分類

公的介入の根拠 財の諸特性 サービス供給の 目的・効果	公共財的性格 (排除困難)		排 除 可 能 財		市場性
	排 除 不 可 能	技術的には排除 可能 または受益範囲 の特定が可能	その性格から存在量が不足する財 技術的外部経済 社会的利益 > 個人利益	費用削減産業で 地域独占が生じ やすいもの 公的供給による 特定の政策意図 の実現	
基礎的なサービスの供給 1. 国土・生命・財産の保全 2. 居住環境・保健衛生	治山 治水 海岸 下水道 (雨水) 等	一般道路 都市公園 自然公園 農道・林道 灌漑・排水 漁場整備 等	保健衛生 下水道 (污水) 廃棄物処理 教育 等	水道 電気 (家庭用) ガス 鉄道 有料道路 空港 港湾 電気通信 漁港 工業用水道 電気 (業務用) 等	救急医療 社会福祉 公共賃貸住宅 郵便 研究所 圃場整備 土地造成 文化 社会教育・体育 等
経済社会の活力の維持・増進 1. 産業振興・国土の均衡 ある発展 2. 国民の創造的活動の 支援等高次のサービス の提供					
市場性	← 無 →		← 有 →		小 ↑ ↓ 大

市場財であることから受益者の利用料金 (価格) が存在せず、直接的なプロジェクトの経済評価は困難である。また、市場的な社会基盤施設においても騒音・振動の軽減や乗りごごち向上等の環境質改善整備については、価格が存在しないことから直接的な経済評価は困難であり、非市場財的整備と考えられる。

以上の社会基盤施設の特性整理を踏まえると、市場財的社会的基盤整備のプロジェクト評価に際しては既往の財務分析等の分析理論の適用が妥当と判断され、本研究では、非市場財としての社会基盤整備プロジェクトの経済評価、すなわち社会的な生活環境の高質化プロジェクトの経済評価に特化した検討を進める。

2.2.2 社会基盤整備プロジェクトの効果の分類

社会基盤整備プロジェクトの効果としては、事業効果と施設効果がある³⁾。事業効果はフロー効果とも呼ばれ、社会基盤施設の建設時において、労働力や資材あるいは必要な財・サービス等を調達・投入する段階で発生する効果として産業連関プロセスを通じて経済システム全体に波及する効果である。施設効果はストック効果とも呼ばれ、整備された社会基盤が機能することによって、新たなサービスの利用による効率性、経済性の効果や、アメニティ等の生活環境質を改善させる効果である。

また，施設効果は波及する段階により直接効果と間接効果に分けられる．直接効果は内部効果とも呼ばれ，社会基盤施設の利用により直接生じる利用者効果(道路開通による時間短縮効果等)や施設の事業主体が得る事業者効果のことである．間接効果は外部効果とも呼ばれ，社会基盤施設を直接利用しない場合においても，施設が存在が波及的に外部の経済活動等を誘発する効果のことである(鉄道・高速道路開通による観光開発，地価の上昇等)．また，間接効果(外部効果)は，市場価格の変化を通じて影響を与える金銭的外部効果と，他の経済主体の効用関数や生産関数に直接影響を与える技術的外部効果に分けられる．

一方，社会基盤施設の効果(価値)を利用形態からみた場合は，利用することにより得られる利用価値と存在価値に代表される非利用価値に大別される⁴⁾．利用価値は実際に利用することにより得られる直接的利用価値と将来何らかの確率で享受するかもしれないオプション価値に大別される．これまでの社会基盤施設の便益評価では主に，直接的利用価値に重点がおかれてきた．また，オプション価値には，現在の個人が将来において享受するかもしれないオプション利用価値と，自分は利用しないものの他人が利用することによって得られる代位価値，将来の世代が享受することによって得られる遺産価値が含まれる．

本研究では非市場財としての社会基盤整備プロジェクトの経済評価に着目することから，表2.2に整理した社会基盤整備プロジェクトの効果の分類において，金銭的外部効果や事業者効果は考慮せず，施設効果における利用者効果(直接効果)および技術的外部効果(間接効果)に着目した検討を進める．

表2.2 社会基盤整備プロジェクトの効果の分類

注) 既往の研究成果^{3, 4, 6)}をもとに作成

発現効果	効果の発現メカニズム		利用形態からみた効果(価値)		
事業効果 (フロー効果)	間接効果 (外部効果)	金銭的外部効果 (地域社会への波及効果)	波及効果		
施設効果 (ストック効果)	直接効果 (内部効果)	事業者効果	利潤増大		
		利用者効果	利用価値	直接的利用価値	
				オプション 価値	オプション 利用価値
					代位価値
	間接効果 (外部効果)	技術的外部効果 (生活環境質の変化)	非利用価値	存在価値	
		金銭的外部効果 (地域社会への波及効果)		波及効果	

2.3 社会基盤整備便益の計量化法

2.3.1 社会基盤整備便益の測度

社会基盤整備便益の測度に関する研究は、厚生経済学の分野において蓄積され、Ricardo(1829)がイギリスの穀物条例の効果を分析するために経済的レントの概念を導入したのが始まりであり、続いてDupuit(1844)がフランスで架橋の効果を分析するために消費者余剰の概念を導入したとされている⁴⁾。Dupuitは消費者余剰の概念をもってプロジェクトによる消費者余剰(および生産者余剰)の変化がプロジェクトの社会的便益であるとした。これらの概念は、Marshall(1930)によってさらに展開された。DupuitとMarshallの違いは、前者は余剰という効用の直接的な貨幣的測定にウエイトがあり、後者は余剰の効用の測定にあるといわれている⁵⁾。Marshallの消費者余剰は、所得の限界効用を近似的に一定と考え、需要関数と価格線の差をもって消費者余剰を測定する。そのため、所得の限界効用一定の考え方および消費者余剰の概念について、新厚生経済学者からの批判を受けた。これらの批判を踏まえ、Hicks(1939)はある特別の価格での財が導入される時、消費者を最初の無差別曲線にとどめておく所得の変化量として消費者余剰を定義した。このような評価理論は、等価変分(EV: Equivalent Variation)あるいは補償変分(CV: Compensating Variation)の概念に発達した。EVおよびCVは所得の単位であり、どのような状況(個人、市場等)でも唯一の貨幣尺度となる。近年では、厚生経済学で発展した便益評価理論は、市場財のみならず、非市場財の便益計量化にも適用されている。

上述のとおり、社会基盤整備便益の測度としては、Marshallの消費者余剰に加えて等価変分EV、補償変分CVが開発されてきている。Marshallの消費者余剰は、一般には効用水準の変化を金銭換算したものにはなっておらず、また、積分する経路によって値が異なってしまう、一意的に求まらない経路依存性の問題がある。一方、等価変分、補償変分は経路依存性の問題を避けることができ、効用を金銭換算したものとなっていることから一意的に求まる。しかし、Marshallの消費者余剰は等価変分や補償変分の近似値として用いることができ、その誤差は需要関数の推定に伴う誤差よりはるかに小さいのが通例である⁶⁾。そのため、実際には等価変分や補償変分が用いられる代わりに、Marshallの消費者余剰が用いられることも多い。

Marshallの消費者余剰および等価変分、補償変分の導出と理論的詳細は「付録A」に記している。以下、主要な定式について記す。

1) 消費者余剰

Marshallの消費者余剰は「所得を一定にしたとき、消費者がその財無しですますくらいなら支払っても良いと考える最大支払意思額の和から、実際にその財の購入のために支払っ

た金額を差し引いたもの」である。我が国においても道路投資の分野で長く用いられてきた手法である。交通サービスを例とすると、非市場財である一般道路について何らかの整備プロジェクトが実施され、交通に関する環境質レベルが Q^0 から Q^1 に改善されたものとする。プロジェクトにより走行経費軽減の他、走行時間短縮等の非金銭的な効果も全て一般化費用として計上を行い、一般化費用が P^0 から P^1 に減少したものとする。

プロジェクトによる便益は式(2.1)の消費者余剰の変化分 CS によって計測可能である。

$$CS = - \int_{P^0}^{P^1} X(P, Y) dP \quad (2.1)$$

ここで、 $X(P, Y)$ はMarshallの需要関数、 Y は所得である。

2) 補償変分

非市場財の環境質レベル変化に関する補償変分とは、「非市場財の環境質が改善(悪化)したときに、変化する以前の効用水準に消費者を維持するという条件下で改善(悪化)を確保するために消費者が支払うに値すると考える最大支払意思額(必要と考える最小補償額)」のことである。すなわち、環境質改善の場合は CV は支払意思額(WTP: Willingness to Pay)であり、環境質悪化の場合は受入補償額(WTA: Willingness to Accept compensation)となる。間接効用関数 $V(P, Q, Y)$ を用いると、補償変分 CV は式(2.2)で定義される。

$$V(P, Q^0, Y) = V(P, Q^1, Y - CV) = U^0 \quad (2.2)$$

ただし、 P は市場財の価格(一定)、 Y は所得、 Q^0 は変化する前の非市場財の環境質水準、 Q^1 は変化後の環境質水準である。これを支出関数を用いて表現すると式(2.3)となる。

$$\begin{aligned} CV &= e(P, Q^0, U^0) - e(P, Q^1, U^0) \\ &= Y - e(P, Q^1, U^0) \\ &= e(P, Q^1, U^1) - e(P, Q^1, U^0) \end{aligned} \quad (2.3)$$

3) 等価変分

非市場財の環境質レベル変化に関する等価変分とは、「非市場財の環境質が改善(悪化)したときに、変化後の効用水準に消費者を維持するという条件下で改善(悪化)をあきらめるために消費者が必要と考える最小補償額(支払うに値すると考える最大支払意思額)」のことである。すなわち、環境質改善の場合は EV は受入補償額(WTA)であり、環境質悪化の場合は支払意思額(WTP)となる。間接効用関数を用いると、補償変分 EV は式(2.4)で定義される。

$$V(P, Q^0, Y + EV) = V(P, Q^1, Y) = U^1 \quad (2.4)$$

支出関数を用いて表現すると式(2.5)となる。

$$\begin{aligned} EV &= e(P, Q^0, U^1) - e(P, Q^1, U^1) \\ &= e(P, Q^0, U^1) - Y \\ &= e(P, Q^0, U^1) - e(P, Q^0, U^0) \end{aligned} \quad (2.5)$$

2.3.2 社会基盤整備便益の計量化手法

社会基盤施設の多くは非市場財であり、直接的に市場価格からその便益を計測することができない。そのため、非市場財がもたらす便益を何らかの間接的な方法によって推定することが必要となる。社会基盤整備プロジェクトの便益評価アプローチとしては、行動、意識、市場(資産市場、労働市場等)に着目することである。

現在までに、社会基盤整備プロジェクトの便益計量化手法として、代替法、消費者余剰法、旅行費用法(Travel Cost Method)、ヘドニック法(Hedonic Approach)、仮想評価法(CVM: Contingent Valuation Method)等が開発されてきている。以下、各手法について概説する。

1) 代替法

代替法とは、事業による生活環境質の変化に対する受益者の支払意思額(EVもしくはCV)を非市場財に相当すると考えられる市場財の価格で評価する手法である。評価する非市場財に対して適切な代替財があり、代替するために必要とされる代替財の量が明確にできる場合には有効な手法である。代替法は生活環境質をある水準で維持するために必要となる費用を用いて評価する場合は防止支出法と、悪化した生活環境質をもとの水準に戻すために修復費用を用いて評価する場合は再生費用法とも呼ばれる。治水経済調査においては、治水水準向上に対する支払意思額がその治水事業による洪水被害軽減期待額とほぼ同じであると考え、CVの近似値として洪水被害軽減期待額をもとに便益の計量化を行なっている。しかし、評価する非市場財を正確に代替しうる市場財が存在しない場合には推計便益の誤差は大きくなる問題を有している。

2) 消費者余剰法

消費者余剰法は、社会基盤整備プロジェクトによる生活環境質変化に影響を受ける消費行動の需要曲線を推定し、プロジェクトの有無によるMarshallの消費者余剰の変化を評価する手法である。具体的には、利用料、交通費、機会費用等の便益を享受するために負担しなければならない費用(一般化費用)を価格として取扱い、評価したい非市場財について需要曲線を推定し、プロジェクトの実施前後の消費者余剰の変化分を便益として計測するものである。消費者余剰法は道路分野で長く用いられてきた手法であり、理論上、実用上

問題は少ないとされている。一方、消費者余剰法の適用範囲が事業の実施が消費行動に影響を与えるもの、また、そのような擬制が可能なものに限られるため、直接的な利用便益しか計測できない。

3) 旅行費用法

消費者余剰法の中で旅行費用を利用する旅行費用法は、レクリエーション便益の評価に用いられることが多く、独立した評価手法として取り扱われることが多い。従来、旅行費用法においてはレクリエーションサイトまでの一般化費用と訪問回数(訪問率)をもとにトリップ需要関数を求め、その需要関数から消費者余剰を求めるというアプローチがとられてきた。旅行費用法は1947年にHotellingによって提案され、その後のClawson and Knetsch(1966)⁷⁾等の実証研究を経緯に発展してきた手法である。また、旅行費用法を理論的に基礎付けるのはMälerの弱補完性アプローチ(weak complementarity)⁸⁾であり(付録A参照)、市場財と非市場財が補完財の関係にあるときに、間接的に非市場財としての環境質変化の便益評価が可能であることを示した。

しかしながら、旅行費用法で評価されるのは地点でありその地点の環境質自体ではない。また、嘉田ら⁹⁾は適用上の問題点として「1)複数目的の旅行者の旅費の分離が困難、2)長期滞在者の取扱いが困難、3)距離費用の適切な計算が困難、4)時間の機会費用の推定が困難」をあげている。このように、旅行費用法には幾つかの問題が残されているものの、多数の実証研究が存在し、今日では比較的高い信頼性が得られるようになっている。

現在では、分析対象地域をゾーン分割した集計データに基づく地域旅行費用法(ZTCM: Zone Travel Cost Method)と非集計タイプの個人旅行費用法(ITCM: Individual Travel Cost Method)が開発されてきている。遠方からの来訪者が少ない日常的なレクリエーション地を取扱う場合には、集計による情報ロスを小さくすることから、個人旅行費用法(ITCM)が望ましいとされている⁹⁾。さらに、個人旅行費用法として目的地選択モデルを適用したアプローチでは、厚生水準はログサム効用として与えられるために、一般の離散選択モデルを用いた場合と同様に、オプション価格等を用いた社会基盤整備プロジェクトの便益計量化が可能である。

4) ヘドニック法

ヘドニック法は、プロジェクトによる生活環境質変化が土地市場(地代、地価)や労働市場(賃金)等の代理市場に反映されるというキャピタリゼーション仮説に基き、プロジェクト実施前後の価格変化から事業便益を推定する手法である¹⁰⁾。原理的には、どのような財の価格にも反映の仮定が可能であるが、通常はプロジェクトの便益が地価に反映されると仮定して解析が行なわれる場合が多く資産価値法とも呼ばれる。

土地市場を例とすると、地価は都心からの時間、距離、周辺環境等の立地特性によって決まると考えられ、これらを説明変数としたヘドニック価格関数(地価関数)を推計し、次に、評価したい環境要素に対してヘドニック価格関数を偏微分することで環境質変化が寄与する地価上昇分を貨幣タームとして便益計測が可能となる。

一方、ヘドニック法の適用に際しても、幾つかの制約があり、代表的なものとして Small-Open の仮定が必要となる。Small-Open の仮定とは「1) プロジェクトの影響圏が小さく、プロジェクトによる状態変化が分析対象地域外に波及しない(Small)、2) 地域内外からの立地者の移動が自由であり移動費用がかからない(Open)、3) 社会の構成員が同質である」である。しかし、これらの適用上の制約があるとはいえ、ヘドニック法は地域アメニティ、騒音、振動、大気汚染等の生活環境質のみならず、交通施設整備便益等の種々の財・サービスの便益評価に適用されており、今日では実用段階に耐えうる信頼性が得られているといえる。

5) 仮想評価法(CVM)

仮想評価法(CVM)は社会基盤整備による生活環境質変化を被験者に説明した上で、環境質改善に対する支払意思額(WTP)あるいは環境質悪化に対する受入補償額(WTA)を被験者に直接質問する方法である。CVMの概念は Ciriacy-Wantrup(1947)が最初に提案し、Davis(1963)が森林レクリエーションを対象に最初のCVM評価を行なったとされている¹¹⁾。

CVMの最大の特徴は他の手法では計量化できない非利用価値等の便益計量化が可能であるとともに、実在する財のみならず仮想的なプロジェクトに対する経済評価が可能にあることである。また、経路独立的な補償変分や等価変分を直接評価できるといった点で理論的にも問題が少ない。一方で、CVMはアンケートを用いるためCVMの使用には多くのバイアスに注意を払う必要があることが指摘されている¹²⁾。そのため、自由回答方式(Open-ended)の他、バイアスの捨象を目的とした支払意思額等の質問方式として、競りゲーム方式(Bidding game)、支払カード方式(Payment card)、二項選択方式(Closed-ended Contingent Valuation Method, Take-it-or-leave-it or Referendum Method)等が開発されてきた。中でも、最も問題視されてきた戦略バイアスは、二項選択形式(CECVM: Closed-ended Contingent Valuation Method)の開発により技術的な進歩がもたされた。CECVMは、個人に対し支払意思額を直接尋ねるのではなく、予め調査者によって指定された提示額について支払意思があるか否かを尋ねる方法をとっており、個人が意図的に過大な(過小な)支払意思額を申告することを不可能としている。CECVMモデルとして生存分析モデルや離散選択モデルが存在するが、現在では離散選択モデルを適用した研究事例が多い。しかしながら、このような技術的な向上がみられたものの、CVMによる便益推計の信頼度については、未だ批判が多いのも事実である。

2.4 離散選択モデルを用いたアプローチに関する既往の研究

前節で整理したとおり，社会基盤整備プロジェクトの便益計量化手法として多くの研究成果が蓄積されてきている．中でもとりわけ，離散選択モデルは，従来の交通施設整備等による直接的便益の評価等の利用にとどまらず，旅行費用法によるリクレーション便益の計量化やCVMによる生活環境質改善等の便益を評価する際にも用いられており，社会基盤整備便益の計量化手法を構成する基礎的なツールとなっている．離散選択モデルは人々の市場行動(意思決定)が離散型の選択行動(採択・非採択，居住地選択，目的地選択，ルート選択等)をとることに対する行動分析モデルであり，このような離散選択行動が現実の市場行動に見られることは多い．また，費用便益分析がプロジェクトの有無比較法(with and without)を原則とすることから，プロジェクト評価にも適合し易いモデル形式といえる．そこで，本節では離散選択モデルを用いた便益計量化法に着目し，離散選択モデルの基礎理論および便益計量化の定式に関する既往の研究成果を示す．

2.4.1 離散選択モデルの基礎理論

1) 離散選択モデルの発展経緯

個人の選択行動モデルは，元来，心理学，数理心理学の一分野として1950年代から研究が開始されたモデルであり，1959年にLuceの提唱した「個人選択公理」から得られる定数効用モデルがその後の個人選択行動研究に大きな影響を及ぼした．また，マーケティング(消費者行動)分野においても1960年代から積極的な研究が進められた．当時既に，個人の選択データを直接モデル化する方法が「離散選択モデル(Discrete Choice Model)」と呼ばれ，心理学や生物学の分野でも活用されていた¹³⁾．

1970年代初めにはMcFaddenによって，個人の効用がある確率変数に従う確率変数であると仮定することにより，多項ロジットモデルを確率効用理論から導出し，個人の交通選択行動をミクロ経済学の効用理論に基づき理論的根拠を明確にすることで交通計画分野における予測技術を大きく進展させた．近年では，離散選択モデルは計量経済学，地理学，経営工学，行動科学など他の多くの分野で活用されるようになっている．

我が国においても，1975年頃から主に交通計画の分野で研究開発が続けられており，離散選択モデル(非集計モデル)を用いた交通需要予測は，交通手段選択を中心に実用的にも広く用いられ，パーソントリップ調査や運輸政策審議会におけるモデル分析などに用いられている¹⁴⁾．

2) 離散選択モデルの定式化

選択行動モデルは，その基本的前提を「個人が選択行動の基本的な意思決定単位であり，

個人はある選択状況の中から最も望ましい選択肢を選択する」とし、各個人は選択可能集合の中から最大の効用を与える選択肢を選ぶという合理的選択行動を仮定したモデル化を行うものである¹⁵⁾。そのため、個人を基本的な意志決定単位と仮定した選択行動モデルは、非集計モデル(Disaggregate Model)、非集計行動モデル(Disaggregate Behavioural Model)、個人選択モデル(Individual Choice Model)とも呼ばれている。

離散選択モデルの理論的な基礎となっているのはランダム効用理論である。以下、ランダム効用理論をもとに離散選択モデルの基本式の導出を示す。

個人 n の選択可能な選択肢集合を A_n とし、個人 n がその中に含まれる選択肢 j を選択することによる効用を U_{jn} とすると、個人 n が A_n の中から選択肢 i を選ぶ条件は式(2.6)である。

$$U_{in} \geq U_{jn}, \quad i \neq j, j \in A_n \quad (2.6)$$

ランダム効用理論では、この効用が確率的に変動すると考えるもので、 U_{in} を確率変数とし、確率的に変動する確率項 ε_{in} と変動しない確定項 V_{in} に分け、通常、線形性を仮定して式(2.7)のように表す。すなわち、効用関数 U_{in} は、関連する属性等によって確定的に求まる確定項 V_{in} と誤差項ともいえる確率項 ε_{in} に分けられる。

$$U_{in} = V_{in} + \varepsilon_{in} \quad (2.7)$$

効用最大化理論に基づくと、個人 n が選択肢 i を選択する確率 P_{in} は式(2.8)として表される。

$$\begin{aligned} P_{in} &= Pr(U_{in} \geq U_{jn} \mid i \neq j, j \in A_n) \\ &= Pr[V_{in} + \varepsilon_{in} \geq V_{jn} + \varepsilon_{jn} \mid i \neq j, j \in A_n] \\ &= Pr[\varepsilon_{jn} - \varepsilon_{in} \leq V_{in} - V_{jn} \mid i \neq j, j \in A_n] \\ &= Pr[\varepsilon_{jn} \leq V_{in} - V_{jn} + \varepsilon_{in} \mid i \neq j, j \in A_n] \\ &0 \leq P_{in} \leq 1, \quad \sum_{j \in A_n} P_{in} = 1 \end{aligned} \quad (2.8)$$

式(2.8)において、誤差項 ε_{jn} に適当な分布を仮定すれば、確率密度関数の積分計算を行ってモデル式を特定できる。ここでは選択肢が2つだけの場合を考え、二項選択モデルを導出する。なお、ランダム効用理論をもとにした離散選択モデルの導出の詳細および、多項プロビットモデル(MNP; Multinomial Probit)、多項ロジットモデル(MNL; Multinomial Logit)の導出は「付録B」に記している。

以下、二項選択モデルの導出を示す。誤差項 $\varepsilon_n = \varepsilon_{2n} - \varepsilon_{1n}$ の分布に平均0及び分散 $\sigma^2 = \sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12}$ の正規分布を仮定すれば、式(2.9)の二項プロビットモデル(Binary Probit)

が導出される．また，誤差項 $\varepsilon_n = \varepsilon_{2n} - \varepsilon_{1n}$ の分布にモード(最頻値)0及びスケールパラメータ $\lambda(> 0)$ のロジスティック分布を仮定すれば，式(2.10)の二項ロジットモデル(Binary Logit)が導出される^{15, 16, 17)}．

二項プロビットモデル

$$\begin{aligned}
 P_{1n} &= Pr(U_{1n} \geq U_{2n}) \\
 &= Pr(\varepsilon_n = \varepsilon_{2n} - \varepsilon_{1n} \leq V_{1n} - V_{2n}) \\
 &= \int_{\varepsilon=-\infty}^{V_{1n}-V_{2n}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left[\frac{-1}{2}\left(\frac{\varepsilon}{\sigma}\right)^2\right] d\varepsilon_n \\
 &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{(V_{1n}-V_{2n})/\sigma} \exp\left[\frac{-1}{2}u^2\right] du \\
 &= \Phi\left(\frac{V_{1n} - V_{2n}}{\sigma}\right) \\
 P_{2n} &= 1 - P_{1n}
 \end{aligned} \tag{2.9}$$

ここで， Φ は標準正規分布の分布関数である．

二項ロジットモデル

$$\begin{aligned}
 P_{1n} &= Pr(U_{1n} \geq U_{2n}) \\
 &= Pr(\varepsilon_n = \varepsilon_{2n} - \varepsilon_{1n} \leq V_{1n} - V_{2n}) \\
 &= \frac{1}{1 + e^{-\lambda\varepsilon_n}} \\
 &= \frac{1}{1 + e^{-\lambda(V_{1n}-V_{2n})}} \\
 &= \frac{e^{\lambda V_{1n}}}{e^{\lambda V_{1n}} + e^{\lambda V_{2n}}} \\
 P_{2n} &= 1 - P_{1n}
 \end{aligned} \tag{2.10}$$

プロビットモデルおよびロジットモデルでは，多くの場合，効用関数 V_{in} は説明変数 X_{in} をもとに線形効用関数 $V_{in} = \theta X_{in} = \sum_{k=1}^K \theta_k X_{ikn}$ を仮定し，最尤推定法をもとにパラメータの点推定値 $\hat{\theta}$ とパラメータの分散共分散行列 $\Sigma(\hat{\theta})$ が推計される．推計パラメータ $\hat{\theta}$ は，漸近的に平均 θ_μ と分散共分散行列 $\Sigma(\hat{\theta})$ を有する多変量正規分布 $MVN[\theta_\mu, \Sigma(\hat{\theta})]$ で示される．また，個人 n が選択した選択肢の選択確率を $P_n = f(X_n, \theta)$ で表すと，サンプル数 N に対する尤度関数 L は式(2.11)となり，最尤推定量の特性から， $\hat{\theta}$ はデータの数 N が大きいほど真値 θ_μ に近づく一致推定量であり， $\hat{\theta}$ の分散共分散行列 $\Sigma(\hat{\theta})$ は式(2.12)よりデータの数 N を十分大きくした時，全ての θ の一致推定量の中で最小の分散共分散行列を持つ(クラメール・ラオ不

等式の等号が成立)¹⁵⁾。

$$L = \prod_{n=1}^N f(X_n, \theta) \quad (2.11)$$

$$\Sigma(\hat{\theta}) = \frac{-1}{E\left(\frac{\partial^2 \log L}{\partial \theta_i \partial \theta_j}\right)} = \frac{1}{E\left(\frac{\partial \log L}{\partial \theta}\right)^2} = \frac{1}{N \cdot E\left(\frac{\partial \log f}{\partial \theta}\right)^2} \quad (2.12)$$

また，プロビットモデルおよびロジットモデルの特性としては，ロジットモデルは1)計算が容易で，2)無関係な選択肢からの独立性（IIA：Independence from Irrelevant Alternatives）を利用すれば任意の選択肢部分集合に対してモデルを作成でき，また3)予測時点で新たな選択肢が追加されても容易に対応できるといった扱いやすさがある。しかし，IIA特性が成立しない現象はうまく表現できない。IIA特性とは「2つの選択肢間での確率の比がそれら2つの選択肢の効用の大きさのみに依存して決まる」性質である。なお，ロジットモデルのIIA特性の対処として，選択肢の類似性を階層化した上で表現する階層化ロジット（NL：Nested Logit）等も開発されてきている。一方，確率項の共分散を考慮するプロビットモデルはIIA特性をもたないため，構造的に優れているといえる。

2.4.2 離散選択モデルを用いた便益の計量化

離散選択モデルを用いた便益計量化理論は，Small and Rosen(1981)¹⁸⁾による消費者余剰計測への定式化，およびCVMにおけるBishop and Herberlein(1979)¹⁹⁾の二項選択方式（CECVM：Closed-ended Contingent Valuation Method）を適用した先駆的研究に始まり，その後のHanemann(1984)^{20, 21, 22)}の適切な効用理論への展開以来，多くの知見が得られてきた。

従来，厚生経済学の分野において提案されてきた消費者余剰，等価変分，補償変分等の評価理論はその多くが確定効用理論に基づくものであり，個人選択行動のランダム性を考慮した便益評価においては不都合が生じる。この場合，ランダム効用理論に基づいた離散選択モデルを適用することで，個人の選択行動のランダム性を考慮した便益評価が可能となる。しかしながら，ランダム効用理論に基づいた便益評価においては，プロジェクト有無における個人の確定効用差を直接貨幣換算することにより便益定義をすることは出来ないため，個人の最大期待効用の変化に基づいて便益を評価する方法が開発されてきた。また，CECVMをもとにアンケート等によって直接被験者に支払意思額等を問う方法も開発されてきている。

最大期待効用を用いた便益評価に関する研究事例としては，森杉ら(1987)²³⁾による住環境変化に対する世帯の住宅立地選択行動に基づいた便益評価の基礎的定式化や，森杉ら(1991)²⁴⁾や大野(1992)²⁵⁾による交通施設改善等のプロジェクト便益の定義に関する理論的

妥当性を比較検証した研究がある．また，鉄道ネットワークの経路選択に関する利用者便益の推計を行った屋井ら(1993)²⁶⁾の研究，小林ら(1995)²⁷⁾による交通情報システムの経済効果を評価する分析モデルの提案，多々納ら(1999)²⁸⁾による旅行費用法をもとにした石狩川のレクリエーション便益を実証的に計測した研究事例等が存在する．

また，アンケート等によって直接被験者に支払意思額等を問うCECVMを用いた便益評価の研究事例としては，間接効用関数を基盤とするHanemannのランダム効用モデル，支払意思額関数を基盤とするCameronのモデルの開発を期に多くの研究事例が存在し，わが国においても1990年代から環境経済学の分野を主として，有害物質の飲料水リスク削減に関する便益評価²⁹⁾や生態系の保全価値¹¹⁾等に関する多くの研究事例が存在する．

1) 最大期待効用を用いた便益計量化の定式化

ランダム効用においては，プロジェクト有無における各個人の確定効用の差をそのまま貨幣換算することにより直接便益を定義することは出来ないので，個人の便益を最大期待効用の変化に基づいて定義する．

選択対象となる選択肢が k 個存在し，それぞれの環境質を Q_i ，個人の属性を Z_n とする．また，環境質 Q_i の選択により，個人の所得が Y_{in} に変化するものとする．その時，個人の期待効用 EU_n は式(2.13)をもとに求められる．

$$\begin{aligned} EU_n(Q_i, Z_n, Y_{in}) &= E\{\max_{i=0,k}[V_{in}(Q_i, Z_n, Y_{in}) + \varepsilon_{in}]\} \\ &= \sum_{i=1}^k \int_{-\infty}^{\infty} [V_{in}(Q_i, Z_n, Y_{in}) + \varepsilon_{in}] g(\varepsilon_{in}) d\varepsilon_{in} \end{aligned} \quad (2.13)$$

ここで，

$$g(\varepsilon_{in}) = f(\varepsilon_{in}) \prod_{i \neq j} \int_{-\infty}^{V_{in} - V_{jn} + \varepsilon_{in}} f(\varepsilon_{jn}) d\varepsilon_{jn} \quad (2.14)$$

であり， ε_{in} が正規分布の場合は数値積分により期待効用 EU_n を求めることが可能である．一方， ε_{in} に独立同一のガンベル分布を仮定することで，陽的に定式が可能となることから，以下ではガンベル分布を仮定した定式化を示す．

ε_{in} に独立同一のガンベル分布を仮定することで，選択モデルにおける個人の効用レベルの期待値(最大期待効用)は式(2.15)の関数となり，ログサム効用(満足度関数)と呼ばれる．

$$EU_n(Q_i, Z_n, Y_{in}) = \frac{1}{\lambda} \ln \left\{ \sum_{i=1}^k \exp[\lambda V_{in}(Q_i, Z_n, Y_{in})] \right\} \quad (2.15)$$

次に，プロジェクトにより環境質 Q_i が現状の Q_i^0 から Q_i^1 に改善されるものとする．

環境質 Q_i の利用可能性に対する個人のオプション価格 OP_{in} は式 (2.16), (2.17) を満足するよう定義できる.

$$EU_n(Q_i^1, Z_n, Y_{in} - OP_{in}^C) = EU_n(Q_i^0, Z_n, Y_{in}) \quad (2.16)$$

$$EU_n(Q_i^1, Z_n, Y_{in}) = EU_n(Q_i^0, Z_n, Y_{in} + OP_{in}^E) \quad (2.17)$$

ここで, OP_{in}^C は補償変分型オプション価格であり, OP_{in}^E は等価変分型オプション価格である.

式 (2.16), (2.17) は従来の確定効用 V_{in} による定義ではなく, プロジェクト無し Q_i^0 の期待効用を維持するという条件のもとでプロジェクトによる効用の変化を確保するために個人が支払うに値すると考える最大支払意思額 OP_{in}^C , またはプロジェクト有り Q_i^1 の期待効用を維持するという条件のもとでプロジェクトによる効用の変化をあきらめるために個人が必要と考える最小補償額 OP_{in}^E で便益を定義している. この期待効用は実際に特定の個人が特定の財を利用していても利用していなくても一定の値を取る. そのため, オプション価格 (OP : Option Value) はプロジェクトによる環境質改善がその財の利用者のみならず, 利用しない個人にも利用可能性を与える利用機会の拡大に関する便益である. オプション価格とは「不確実性下で実現するあらゆる状況を考慮した上で確定的 (事前) にその財を確保する権利を手に入れるために支払ってよい最大支払意思額 (必要と考えられる最小補償額)」と定義される.

なお, 効用関数に所得の準線形を仮定した場合, 補償変分型と等価変分型のいずれのオプション価格も同一となる. その場合, 式 (2.16), (2.17) をもとに, プロジェクトによる環境質変化の利用可能性に対する個人のオプション価格 OP_{in} は式 (2.18) として導出される.

$$OP_{in} = \frac{1}{\lambda\beta} \ln \left(\frac{\sum_{i=1}^k \exp[\lambda V_{in}(Q_i^1, Z_n, Y_{in})]}{\sum_{i=1}^k \exp[\lambda V_{in}(Q_i^0, Z_n, Y_{in})]} \right) \quad (2.18)$$

ここで, β は所得の限界効用項を示す.

2) 支払意思額を用いた便益計量化の定式化

次に, アンケート等によって被験者に直接支払意思額等を問う便益計量化法として CECVM モデルを用いた便益評価の定式を行う. CECVM では, 環境質改善に対しては支払意思額として CV を, 環境質悪化に対しては支払意思額として EV を直接被験者に問うものである. また, 被験者が表明する支払意思額 (受入補償額) は, 財の利用・非利用にかかわらず支払ってよい最大支払意思額 (必要と考えられる最小補償額) と定義されるため, 上述のオプション価格と同様の性質も有している.

環境質改善を例にとると, プロジェクトにより環境質が現状の Q^0 から Q^1 に改善するシナ

リオに対して，個人 n に提示額 c_n が示され，プロジェクトに対する賛否が問われることとなる．

この場合，個人 n の現在の所得を Y_n とすると，個人 n が環境質改善を選ぶ条件は式(2.19)となる．

$$U_{1n}(Q^1, Z_n, Y_n - c_n) \geq U_{0n}(Q^0, Z_n, Y_n) \quad (2.19)$$

ランダム効用理論では，個人 n が環境質改善を選ぶ選択確率 P_{1n} は式(2.20)となる．

$$\begin{aligned} P_{1n} &= \Pr[V_{1n}(Q^1, Z_n, Y_n - c_n) + \varepsilon_{1n} \geq V_{0n}(Q^0, Z_n, Y_n) + \varepsilon_{0n}] \\ &= \Pr[V_{1n} - V_{0n} \geq \varepsilon_n = \varepsilon_{0n} - \varepsilon_{1n}] \end{aligned} \quad (2.20)$$

ε_n に平均0及び分散 σ^2 の正規分布を仮定すれば二項プロビットモデル，誤差項 ε_n にモード0及びスケールパラメータ λ のロジスティック分布を仮定すれば二項ロジットモデルとなる．また，効用関数には所得に準線形を仮定する場合が多い．

一方で，環境質改善に対する個人 n の支払意思額を $S(Z_n)$ とし，個人 n の支払意思額の分布関数を $G(s|Z_n)$ とする．もし個人の支払意思額 $S(Z_n)$ が提示額 c_n より小さければ，「いいえ」と答えることに着目すると，個人の支払意思額の分布関数 $G(s|Z_n)$ の値は，個人の支払意思額 $S(Z_n)$ が特定の支払意思額 $s(=c_n)$ より小さいという確率を示している．

それゆえ， $G(s|Z_n)$ は $P_{0n}(s|Z_n)$ と同値である．

$$G(s|Z_n) = P_{0n}(s = c_n|Z_n) = 1 - P_{1n}(s|Z_n) \quad (2.21)$$

個人 n の環境質改善に対する便益 $E[S(Z_n)]$ (個人の支払意思額平均値)はプロビットモデル及びロジットモデル共に式(2.22)として定式化される．

$$E[S(Z_n)] = \int_{-\infty}^{\infty} s \, dG(s|Z_n) \quad (2.22)$$

2.5 データ特性を踏まえた便益計量化手法の整理

第2.3.2項に整理したとおり，社会基盤整備便益の計量化手法としては代替法，消費者余剰法，旅行費用法(地域旅行費用法：ZTCM，個人旅行費用法：ITCM)，ヘドニック法，仮想評価法(CVM)等が開発されてきている．これらの手法をもとに社会基盤整備便益を計量化するためには，行動や意識，市場(資産市場，労働市場等)に関する基礎情報を収集することが必要となる．行動情報としては，交通プロジェクトを例とすると個人の交通機関選択結果やOD交通量，個人またはゾーン別のトリップ情報が必要とされる．意識情報としては，仮想評価法に代表される仮想状況や選択肢に対する選好情報が必要となる．また，市

場情報としては、ヘドニック法や代替法に代表される公示地価等の土地市場情報や代替財に関する市場情報等が必要となる。

これらの基礎情報を大別すると「顕示選好 (RP : Revealed Preference) データ」と「選好意識 (SP : Stated Preference) データ」の2種類に区分される。RP データは、人々が市場でとっている行動に、選好に関する情報が顕在化していると考えられるデータであり、SP データは、仮想の状況または選択肢に対し人々が持つ選好をアンケート等を用いて直接尋ねる意識データである。データ特性を踏まえた社会基盤整備便益の計量化手法を表2.3に整理する。

表2.3 データ特性を踏まえた便益計量化手法の整理

顕示選好データ (RP データ)	代替法
	消費者余剰法
	旅行費用法 (地域旅行費用法:ZTCM, 個人旅行費用法:ITCM)
	ヘドニック法
選好意識データ (SP データ)	仮想評価法 (CVM)
	旅行費用法 (個人旅行費用法:ITCM)

一般に、RP データを用いたアプローチは顕示化した実際の消費・選択行動をもとに間接的に便益を評価するためバイアスが少なく信頼性が高いと言われている。一方、顕在化した情報のみをもとに便益が計量化されることから、一般に他地域の類似プロジェクトへの適用可能性に問題があるとともに類似事例が希少である財等については適用できない。一方、SP データを用いたアプローチは人々の選好意識に基づくことから特に現存しない財や類似プロジェクトが少ない便益評価が可能という利点があるが、仮想状況に対する選好表示と実際の市場行動との一致に関する問題やSP データ収集のための設定条件や質問方法によるバイアスの発生に留意する必要がある。

また、離散選択モデルを用いた便益計量化法としては、RP データでは住宅立地選択、交通経路選択および個人旅行費用法 (ITCM) が代表的であり、SP データでは仮想評価法 (CVM) が代表的である。また、SP データを用いた個人旅行費用法 (ITCM) の適用事例も存在する。いずれも離散的な選択事象を基礎とする有用な便益計量化アプローチであり、RP モデルは実際の選択行動に基づき便益を計量化する信頼性が高いアプローチであり、SP モデルは特に現存しない財の便益計量化を行う場合の有用なアプローチといえよう。しかしながら、RP データから離散選択モデルを推定する際にしばしば問題となるのは、全ての

パラメータを精度良く推定するための情報が不足していることである。森川^{30, 31)}は、RPデータとSPデータを統計的に融合しRPデータだけでは正確に推定できないパラメータをSPデータの情報によって同定すると同時にSPデータに含まれるバイアスやランダムエラーを修正するような手法の開発を行っている。また、環境質改善便益の分野においても、森川の手法を適用することでAdamowicz et al.が旅行費用法をもとに、RPデータとSPデータの統合モデルを構築し、河川のレクリエーション便益の計測を行っている³²⁾。同様に大鹿の狩猟サイトに関する便益計測³³⁾を行うなど、RP・SPデータの各々の特性を補完したモデル推計および便益計測の試みが進められている。

2.6 推計便益の信頼性評価法に関する既往の研究

一方で、従来平均値(期待値)主体で議論がなされてきた推計便益の信頼性の評価手法として、推計便益の信頼区間を推計する幾つかの手法が現在までに開発されてきている。初期の研究における推計便益の信頼性の評価は、直接的な信頼性評価は行われておらず、間接的に構築されたモデルのt値や尤度比等の統計指標をもとに評価を行ったり、サンプル上での回答の分散の大きさをもとに評価がなされてきた。

旅行費用法とCVM(Open-Ended, Closed-Ended)の推計便益(WTP)の比較を行なうことを目的に、Seller et al.(1985)³⁴⁾が、推計便益の信頼区間推定に関する初めての提案を行なっている。当方法では、推計されたモデル式のパラメータについて、滞在回数以外の変数を定数項化し、滞在回数のパラメータのみの上限値、下限値を適用することで需要曲線をシフトさせ、推計便益の信頼上限、信頼下限を求めるといった簡易な推定法を適用している。そのため、CECVMにより離散選択モデル(ロジットモデル)から求められた滞在回数以外のパラメータの推計精度は無視される結果となっている。

Krinsky and Robb(1986)³⁵⁾は、非線形推定量の信頼区間を求めることを目的として、推計パラメータとその分散共分散行列をもとに、推計パラメータの多変量正規性を援用することで乱数を発生させ、非線形推定量の平均値の信頼区間を求めるシミュレーション法を開発した。また、Park et al.(1991)³⁶⁾は、Krinsky and Robbのシミュレーション法をCVMへの初めての適用を行なっている。また、Park et al.は分析手法としてロジットモデルによるCECVMを用いている。

Duffield and Patterson(1991)³⁷⁾は、推定量の信頼区間を求めるシミュレーション法として、Efron³⁸⁾によって提案されたブートストラップ法をCECVMに始めて適用している。Duffield and Pattersonによる方法では、集計型ロジットモデルにより推計された分布関数をもとに、集計された設定提示額毎のサンプル数と肯定比率を与件とした2項分布乱数を発生させ、

分布関数を繰返し推計することで推計便益の信頼区間を求めるものであった。また、新保他(1993)^{39, 9)}は、中山間地域農林業の外部経済効果をCVM(支払カード方式)をもとに調査することで、都市部住民と中山間地域出身者の支払意思額の母平均の差の信頼区間をブートストラップ法で推計している。また、浅野⁴⁰⁾は、ヘドニック法による水田の外部経済効果をブートストラップ法をもとに信頼区間を推計している。

一方、Cameron and James(1987)⁴¹⁾、Cameron(1991)⁴²⁾は、CECVMにおける支払意思額関数をもとに推計便益の分散を解析的に直接推計する簡便な手法を提示した。このモデルは、個人の支払意思額が個人属性の線形関数であると仮定し、提示額との支出差をもとにプロビットモデル(Censored Probit Model)を適用することで、支払意思額の平均値と分散を同時に推計するものであった。しかし、支払意思額の信頼区間推計に際しての操作性は向上したものの、このモデルは所得の限界効用項を1に特定化したプロビットモデルであった。

また、Kling(1991)⁴³⁾は、旅行費用法を例として個人トリップ需要関数から求まる推計便益の標準誤差や信頼区間を推定するための方法として、テラー近似法、ブートストラップ法、Krinsky and Robb法の3つの手法についてモンテカルロ実験をもとにした推計精度の比較を行っている。結果として、推定量をテラー展開の1次近似までを適用したテラー近似法(デルタ法)では標準分布が正規分布の場合において標準誤差の推定は概ね正確であるが、全体として過小評価の傾向があることが確認されている。また、ブートストラップ法およびKrinsky and Robb法は、標準誤差を過大評価する傾向があるが、この2つの方法は、推定値の分布の非対称性を許容できることから、テラー近似法に比べ信頼区間の推定に向いていると結論付けている。

2.7 本研究の位置付け

以上、社会基盤整備プロジェクトの便益計量化に関する基礎理論および離散選択モデルを用いた社会基盤整備便益の計量化に関する既往的研究成果について整理した。

具体的には、社会基盤施設の特性を踏まえた整理では、社会基盤施設として市場性および非市場性を有した施設が存在し、本研究では非市場財的性質を有する社会基盤整備プロジェクトの経済評価に着目することを示した。また、事業効果としては、施設効果の利用者効果および技術的外部効果に着目することを示した。次に、社会基盤整備便益の測度として消費者余剰 CS 、補償変分 CV 、等価変分 EV を示し、非市場財に関する代表的な便益計量化手法として代替法、消費者余剰法、旅行費用法、ヘドニック法、仮想評価法が開発されてきていることを示した。さらに、非市場財の便益計量化手法として離散選択モデルを用いた便益計量化アプローチに着目し、離散選択モデルの基礎理論および便益計量化に関す

る既往の研究成果について整理した。この内、離散選択モデルを適用した便益計量化としては、個人の選択結果をもとに最大期待効用から導出されるオプション価格を用いたアプローチおよび二項選択方式(CECVM)にて被験者に直接支払意思額を尋ねるランダム効用モデルによるアプローチが開発されてきていることを示した。また、調査データの特性を踏まえることで社会基盤整備プロジェクトの便益計量化手法は顕示選好(RP)データ型と選好意識(SP)データ型に大別されること、離散選択モデルを用いたアプローチとしては、RPデータ型では住宅立地選択、交通経路選択および個人旅行費用法(ITCM)を適用した便益計測が代表的であること、SPデータ型では仮想評価法(CVM)を適用した便益計測が代表的であることを示した。最後に、既往の推計便益の信頼性評価法として、ブートストラップ法や推計パラメータの漸近正規性を援用したパラメトリック・シミュレーション法、支払意思額関数を用いたアプローチやテラー近似法等の信頼区間推定法が開発されてきていることを示した。

以上を踏まえると、社会基盤プロジェクトの便益計量化に関する基礎理論および代表的な計量化手法は確立されつつあるといえる。一方で、現状では種々の便益計量化手法から推計された便益の直接的な信頼性評価については明確な方法論は確立されていないといえる。

推計便益の信頼性評価には必然的に不確実性が伴う。不確実性の評価は定性的な不確実性要因の確認と定量的な不確実性の評価に分けて考えることができる。また、不確実性要因についても、その性質から確率分布または変動(不均一さ)に基づく不確実性と、知識が不十分なことによる不確実性(真の不確実性とも呼ばれる)に大別される。さらに、米国環境保護庁では不確実性を「シナリオに関する不確実性」、「パラメータに関する不確実性」、「モデルに関する不確実性」の3つのカテゴリーに区分している⁴⁴⁾。

そこで、本研究では、社会基盤整備プロジェクトの事前の経済評価のリスク分析として、不確実性を客観的な確率分布として取扱い定量的に評価可能な枠組みにおいて、第1章で示した本研究の課題「1)社会基盤整備プロジェクトの種々の便益計量化法に対し推定便益の信頼性評価法を開発、2)費用便益分析指標を基にしたプロジェクト採択のリスク分析法を開発」に鑑み、本研究の具体的な研究のテーマを以下に示すとおり設定する。

課題1)については次の3つのテーマを設定する。本検討は第3章、第4章にて取扱う。

- 社会基盤整備プロジェクトの便益計量化法として離散選択モデルを用いたアプローチに着目する。
- 調査データの特性を踏まえ、RPデータ型として個人旅行費用法(ITCM)、SPデータ型として仮想評価法(CECVM)に着目する。

- 推計便益のリスク分析として、推計パラメータの確率分布を援用し、推定便益の信頼区間推定法を開発する。

課題2) に対しては次のテーマを設定し、本検討は第5章にて取扱う。

- 推計便益の信頼性評価法を拡張し、推計された費用や便益の不確実性を確率分布として取扱うことで、費用便益分析指標(NPV , CBR)を基にしたプロジェクト採択のリスク分析法を開発する。

以上を本研究の具体的な研究テーマとして位置付ける。

参考文献

- 1) 西村和夫：ミクロ経済学, 東洋経済新報社, 1990.
- 2) 土木学会編：第四版土木工学ハンドブックI, 第2編社会資本, pp.51-82, 1989.
- 3) 経済企画庁総合計画局編：日本の社会資本, 東洋経済新報社, 1998.
- 4) 森杉壽芳：社会資本整備の便益評価, 勁草書房, 1997.
- 5) 川瀬雄也：公共部門と経済的厚生, 新評論, 1996.
- 6) 中村英夫編：道路投資の社会経済評価, 東洋経済新報社, 1997.
- 7) Clawson, M. and J.L. Knetsch : *Economics of Outdoor Recreation*, John Hopkins University Press, 1966.
- 8) Mäler, K.-G. : *Environment Economics: A Theoretical Inquiry*, John Hopkins University Press, 1974.
- 9) 嘉田良平・浅野耕太・新保輝幸：農林業の外部経済効果と環境農業政策, 多賀出版, 1995.
- 10) 肥田野登：環境と社会資本の経済評価, 勁草書房, 1997.
- 11) 栗山浩一：環境の価値と評価手法, 北海道大学図書刊行会, 1998.
- 12) Mitchell, R.C. and R.T. Carson : *Using Surveys to Value Public Goods*, Resources of the Future, 1989.
- 13) 中西正雄編著：消費者行動分析のニュー・フロンティア, 誠文堂新光社, 1983.
- 14) 土木学会編：第四版土木工学ハンドブックII, 第60編交通運輸計画, pp.2449-2494, 1989.
- 15) 土木学会土木計画学研究委員会：非集計行動モデルの理論と実際, 1995.
- 16) 交通工学研究会編：やさしい非集計分析, 1993.

- 17) Ben-Akiva, M. and S.R. Lerman : *Discrete Choice Analysis*, MIT Press, 1985.
- 18) Small, K.A. and H.S. Rosen : Applied Welfare Economics with Discrete Choice Models, *Econometrica*, 49(1), pp.105-130, 1981.
- 19) Bishop, R.C. and T.A. Herberlein : Measuring Values of Extra-Market Goods: Are Indirect Measures Biased?, *American Journal of Agricultural Economics*, 61, pp.926-930, 1979.
- 20) Hanemann, W.M. : Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discrete Responses, *American Journal of Agricultural Economics*, 66, pp.332-341, 1984.
- 21) Johansson, P.-O., B. Kristrom and K.G. Mäler : Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discrete Response Data: Comment, *American Journal of Agricultural Economics*, 71, pp.1054-1056, 1989.
- 22) Hanemann, W.M. : Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discrete Response Data: Reply, *American Journal of Agricultural Economics*, 71, pp.1057-1061, 1989.
- 23) 森杉壽芳・由利昌平 : ランダム効用理論に基づく住環境便益の定義とその測定方法について, 土木計画学研究・講演集, No.10, pp.267-273, 1987.
- 24) 森杉壽芳・大野栄治・森知也 : ランダム効用理論におけるプロジェクト便益の定義の比較研究, 土木計画学研究・論文集, No.9, pp.261-268, 1991.
- 25) 大野栄治 : ランダム効用理論による交通便益の定義とその計測に関する研究, 京都大学博士論文, 1992.
- 26) 屋井鉄雄・岩倉成志・伊藤誠 : 鉄道ネットワークの需要と余剰の推計法について, 土木計画学研究・論文集, No.11, pp.81-88, 1993.
- 27) 小林潔司・文世一・多々納裕一 : 交通情報の経路誘導システムの経済便益評価に関する研究, 土木学会論文集, No.506/IV-26, pp.77-86, 1995.
- 28) 多々納裕一・小林潔司・馬場淳一 : 滞在時間分布を考慮した旅行費用法によるレクリエーション便益の計測, 土木学会論文集, No.625/IV-44, pp.113-124, 1999.
- 29) 山本秀一・岡敏弘 : 飲料水リスク削減に対する支払意思調査に基づいた統計的生命の価値の推定, 環境科学会誌, 7(4), pp.289-301, 1994.
- 30) 森川高行 : ステイティッド・プリファレンス・データの交通需要予測モデルへの適用に関する整理と展望, 土木学会論文集, No.413/IV-12, pp.9-18, 1990.

- 31) 森川高行・M. Ben-Akiva : RP データとSP データを同時に用いた非集計行動モデルの推定法, 交通工学, Vol.27, No.13, pp.21-30, 1992.
- 32) Adamowics, W, J. Louviere and M. Williams : Combining Revealed and Stated Preference Methods for Valuing Environmental Amenities, *Journal of Environmental Economics and Management*, 26, pp.271-292, 1994.
- 33) Adamowics, W, J. Swait, P. Boxall, J. Louviere and M. Williams : Perceptions versus Objective Measure of Environmental Quality in Combined Revealed and Stated Preference Models of Environmental Valuation, *Journal of Environmental Economics and Management*, 32, pp.65-84, 1997.
- 34) Sellar, C., J.R. Stoll and J.-P. Chavas : Validation of Empirical Measures of Welfare Change : A Comparison of Nonmarket Techniques, *Land Economics*, 61(2), pp.156-175, 1985.
- 35) Krinsky, I. and A.L. Robb : On Approximating the Statistical Properties of Elasticities, *The Review of Economics and Statistics*, 68, pp.715-719, 1986.
- 36) Park, T., J.B. Loomis and M. Creel : Confidence Intervals for Evaluating Benefits Estimates from Dichotomous Choice Contingent Valuation Studies, *Land Economics*, 67(1), pp.64-73, 1991.
- 37) Duffield, J.W. and D.A. Patterson : Inference and Optimal Design for a Welfare Measure in Dichotomous Choice Contingent Valuation, *Land Economics*, 67(2), pp.225-239, 1991.
- 38) Efron, B. and R.J. Tibshirani : *An Introduction to the Bootstrap*, Chapman & Hall, 1993.
- 39) 新保輝幸・浅野耕太・嘉田良平 : 中山間地域農林業の外部経済効果の出身者による評価 - 支払意志額の総計的解析 -, 農村計画学会誌, Vol.12, No.3, pp.30-42, 1993.
- 40) 浅野耕太 : 農林業と環境評価, 多賀出版, 1998.
- 41) Cameron, T.A. and M.D. James : Efficient Estimation Methods for Closed-ended Contingent Valuation Surveys, *The Review of Economics and Statistics*, 69, pp.269-276, 1987.
- 42) Cameron, T.A. : Interval Estimates of Non-Market Resource Value from Referendum Contingent Valuation Surveys, *Land Economics*, 67(4), pp.413-421, 1991.
- 43) Kring, C.L. : Estimating the Precision of Welfare Measures, *Journal of Environmental Economics and Management*, 21, pp.244-259, 1991.

- 44) 日本リスク研究学会編：リスク学事典, TBSブリタニカ, 2000.
- 45) 市川伸一編：認知心理学 4 思考, 東京大学出版会, 1996.
- 46) 細江守紀：不確実性と情報の経済分析, 九州大学出版会, 1987.
- 47) 依田高典：不確実性と意思決定の経済学, 日本評論社, 1997.
- 48) Varian, H.R. : *The Microeconomic Analysis*, Norton and Company, 1984. 邦訳, 佐藤隆三・三野和雄 訳：ミクロ経済分析, 勁草書房, 1986.
- 49) Amemiya, T. : *Advanced Econometrics*, Harvard University Press, 1985.
- 50) Daganzo, C : *Multinomial Probit*, Academic Press, 1979.
- 51) Maddala, G.S. : *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*, Cambridge University Press, 1983.
- 52) Freeman, A.M., III : *The Benefits of Environmental Improvement Theory and Practice*, Resource for the Future, 1979.
- 53) Freeman, A.M., III : *The Measurement of Environmental and Resource Values*, Resource for the Future, 1993.
- 54) Johansson, P.-O. : *The Economic Theory and Measurement of Environmental Benefits*, Cambridge University Press, 1987. 邦訳, 嘉田良平 監訳：環境評価の経済学, 多賀出版, 1994.
- 55) Johansson, P.-O. : *Cost-Benefit Analysis of Environmental Change*, Cambridge University Press, 1993.
- 56) 多々納裕一：利水用貯留施設整備代替案の設計・評価の方法論に関する研究, 京都大学博士論文, 1992.
- 57) 多々納裕一：不確実性下のプロジェクト評価：課題と展望, 土木計画学研究・論文集, No.15, pp.19-30, 1998.
- 58) 森川高行・山田菊子：系列相関を持つRPデータとSPデータを同時に用いた離散型選択モデルの推定法, 土木学会論文集, No.476/IV-21, pp.11-18, 1993.
- 59) Davison, A.C. and D.V. Hinkley : *Bootstrap methods and their application*, Cambridge University Press, 1997.

- 60) 統計情報研究センター： 標本誤差の推計方法 - 最新時代の理論と実証 -, 1998.
- 61) Diamond, P. : Testing the internal Consistency of Contingent Valuation Surveys, *Journal of Environmental Economics and Management*, 30, pp.337-347, 1996.
- 62) Downing, M. and T. Ozuna Jr. : Testing the Reliability of the Benefit Function Transfer Approach, *Journal of Environmental Economics and Management*, 30, pp.316-322, 1996.

第3章

RPデータを基にした推計便益の信頼区間推定法の開発

3.1 緒言

第2章の整理から，社会基盤整備便益の計量化法としては，調査データの特徴を踏まえると，大別して顕示選好(RP: Revealed Preference)データを用いる方法および選好意識(SP: Stated Preference)データを用いる方法が存在する．離散選択モデルを用いた便益計量化法としては，RPデータでは住宅立地選択，交通経路選択および個人旅行費用法(ITCM)が代表的であり，SPデータでは仮想評価法(CVM)が代表的である．RPデータを用いた便益計量化法は実際の選択行動に基づき便益を計量化する信頼性が高いアプローチであり，SPデータを用いた便益計量化法は特に現存しない財の便益計量化を行う際の有用なアプローチといえる．

本章では，推計便益のリスク分析として，離散選択モデルを用いた便益計量化法としてRPデータを基本とする旅行費用法に着目し，推定されるレクリエーション便益の信頼区間推定法を開発することを目的とする．

旅行費用法は，従来，レクリエーションサイトに対するトリップの需要関数を求め，その需要関数から消費者余剰を求めるというアプローチがとられてきた．これら，初期の研究はレクリエーション財に対する集計的な需要関数の推計^{1, 2)}に終始しており，需要関数の推計精度も必ずしも良好とは言えない³⁾．しかし，McFaddenによる条件付き離散選択モデル⁴⁾の研究を契機として，家計の目的地訪問行動の表現方法の自由度が増加するとともに，需要関数の推計精度も飛躍的に向上した^{5, 6, 7)}．この場合，厚生水準はログサム効用として与えられるために，一般の離散選択モデルを用いた場合と同様に，オプション価格等を用いた便益の計量化が可能である．一方，旅行費用法をもとにした便益計量化の推定量(オプション価格)は非線形関数となることから，レクリエーション便益の直接的な信頼区間推計は困難となっている．

ここで、オプション価格 OP の推定量をもとに便益の平均値(期待値)推計に関する2つのアプローチを提示する。式(3.1)はオプション価格 OP の推定量に対し、個人属性値 Z_n を所与とし、推計パラメータ θ を確率変数として取扱った個人のオプション価格平均値の推定量である。式(3.2)はオプション価格 OP の推定量に対し、推計パラメータ θ を確率変数として取扱い、かつ個人属性 Z の母集団分布をも考慮した、母集団のオプション価格平均値の推定量である。いずれの場合も、推計パラメータ θ が母集団分布に対する適切なランダムサンプリングデータをもとに推計されている限り、推計パラメータ θ は母集団が有する真のパラメータと漸近的に一致するものと考えられる。

$$E[OP(Z_n)] = \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} OP(\theta|Z_n) f(\theta) d\theta_1 \dots d\theta_d \quad (3.1)$$

$$E[OP] = \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} OP(\theta|Z) f(\theta) h(Z) d\theta_1 \dots d\theta_d dz_1 \dots dz_J \quad (3.2)$$

このように、パラメータの推計精度を考慮した便益の平均値(期待値)の推計に関しては、2つのアプローチが存在する。本研究では、レクリエーション便益として個人のオプション価格に着目し、離散選択モデルの推計結果から与えられるパラメータが漸近正規性を有することを利用して、個人のオプション価格の信頼区間推定法の開発を行う。

具体的には、第3.2節において、離散選択モデルを用いた個人のレクリエーション便益計量化のための基礎モデルの定式化を行い、個人のオプション価格の信頼区間推定法として、(1)テーラー展開およびエッジワース展開を用いた解析的な近似法を提示し、次いで(2)シミュレーション法として多変量正規乱数を適用したパラメトリック・シミュレーション法を提示する。第3.3節では、定式化した信頼区間推定法の有用性を検証することを目的として、モンテカルロ法によって得た仮想的なデータを用いて離散選択モデルの推定を行うとともに、実際にレクリエーション便益の信頼区間を算定して各々の手法の適用可能性に関する検証を行う。さらに、第3.4節では実証データを基にした検証を行い、第3.5節で本章で得た知見をとりまとめる。

3.2 RPデータを基にした推計便益の信頼区間推定法の定式化

3.2.1 離散選択モデルを用いた旅行費用モデルの定式化

(1) ランダム効用モデル

離散選択モデルを用いた旅行費用モデルとして、ロジットモデル(Logit Model)^{8, 9, 10)}をもとにしたランダム効用モデルの定式化を行う。

状況としては、既設のレクリエーション施設利用に対するRP調査の実施を想定する。当該区域で利用可能なレクリエーション施設はこの施設のみであり、整備が行われる前には

全く利用可能な施設はなかったものとする．既設のレクリエーションサイトの環境・アメニティ質を Q とする．個人 n の属性を $Z_n = (z_{1n}, \dots, z_{Jn})$ とし，現在の所得を Y_n ，レクリエーションサイトまでの旅行費用（一般化費用）を c_n とする．個人 n が，当該レクリエーションサイトを訪問する($i = 1$)か否($i = 0$)かに関する選択行動を式(3.3)の効用最大化行動としてモデル化する．

$$\max_{i \in \{0,1\}} U_{in}(Q, Z_n, Y_n - c_{in}) \quad (3.3)$$

ここで， $c_{1n} = c_n$ ， $c_{0n} = 0$ である．

U_{in} は選択肢 i を選択した場合の効用であり，式(3.4)に示すとおり確率変動項 ε_{in} と確定効用項 V_{in} に区分されるものとする．

$$U_{in}(Q, Z_n, Y_n - c_{in}) = V_{in}(Q, Z_n, Y_n - c_{in}) + \varepsilon_{in} \quad (3.4)$$

今， V_{in} が所得に関して準線形であるものと仮定する．確定効用項 V_{in} は，式(3.5)のように特定化される．

$$V_{in} = v(Q, Z_n; \theta_0) + \theta_1(Y_n - c_{in}) \quad (3.5)$$

ここで， $\theta = (\theta_0, \theta_1)$ はパラメータベクトルである．

また，各選択肢の効用は式(3.6)，(3.7)で示される．

$$U_{1n} = v(Q, Z_n; \theta_0) + \theta_1(Y_n - c_n) + \varepsilon_{1n} \quad (3.6)$$

$$U_{0n} = \theta_1 Y_n + \varepsilon_{0n} \quad (3.7)$$

ε_{1n} ， ε_{0n} がそれぞれ式(3.8)に示す独立かつ同一のガンベル分布(平均 0, 分散 $\pi^2/6\lambda^2$)に従うものと仮定する．

$$\psi(\varepsilon_{in}) = \lambda \exp(-\lambda \varepsilon_{in} - \tau) \exp[-\exp(-\lambda \varepsilon_{in} - \tau)] \quad (3.8)$$

ここで， τ はオイラー定数である．

このとき，個人 n の選択確率 P_{in} は式(3.9)のロジットモデルとして定式化される．

$$P_{1n} = \frac{\exp(\lambda V_{1n})}{\sum_{i=0}^1 \exp(\lambda V_{in})} = \frac{1}{1 + \exp\{-[\lambda v(Q, Z_n; \theta_0) - \lambda \theta_1 c_n]\}} \quad (3.9)$$

$$P_{0n} = 1 - P_{1n} \quad (3.10)$$

なお，ロジットモデルでは，最尤推定法によりパラメータの点推定値 $\hat{\theta}$ とパラメータの分散共分散行列 $\Sigma(\hat{\theta})$ が推計される．推計パラメータ $\hat{\theta}$ は，漸近的に平均 θ_μ と分散共分散行列 $\Sigma(\hat{\theta})$ を有する多変量正規分布 $MVN[\theta_\mu, \Sigma(\hat{\theta})]$ で示される⁸⁾．

また，個人 n が選択した選択肢の選択確率を $P_n = f(Q, Z_n, c_n, \theta)$ で表すと，サンプル数 N に対する尤度関数 L は，式(3.11)となり，

$$L = \prod_{n=1}^N f(Q, Z_n, c_n, \theta) \quad (3.11)$$

最尤推定量の特性から， $\hat{\theta}$ はデータの数 N が大きいほど真値 θ_μ に近づく一致推定量であり， $\hat{\theta}$ の分散共分散行列 $\Sigma(\hat{\theta})$ はデータの数 N を十分大きくした時，全ての θ の一致推定量の中で最小の分散共分散行列を持つ(クラメル・ラオ不等式の等号が成立)．また，式(3.12)より分散共分散行列 $\Sigma(\hat{\theta})$ の推定値は， N^{-1} のオーダーでデータ数の影響を受ける．

$$\Sigma(\hat{\theta}) = \frac{-1}{E\left(\frac{\partial^2 \log L}{\partial \theta_i \partial \theta_j}\right)} = \frac{1}{E\left(\frac{\partial \log L}{\partial \theta}\right)^2} = \frac{1}{N \cdot E\left(\frac{\partial \log f}{\partial \theta}\right)^2} \quad (3.12)$$

(2) レクリエーション施設整備便益の推定量

既設のレクリエーション施設の利用に対する個人の期待効用 EU_n^1 はログサム関数をもとに式(3.13)として表される．

$$\begin{aligned} EU_n^1(Y_n) &= E\left(\max_{i=0,1}[V_{in}(Q, Z_n, Y_n - c_{in}) + \varepsilon_{in}]\right) \\ &= \frac{1}{\lambda} \ln\{\exp(\lambda\theta_1 Y_n) + \exp[\lambda v(Q, Z_n : \theta_0) + \lambda\theta_1(Y_n - c_n)]\} \end{aligned} \quad (3.13)$$

一方，施設の整備以前はレクリエーションサイトが存在しないことから，施設の整備前の期待効用 EU_n^0 は式(3.14)となる．

$$EU_n^0(Y_n) = \frac{1}{\lambda} \ln[\exp(\lambda\theta_1 Y_n)] \quad (3.14)$$

そのため，既設のレクリエーション施設の利用可能性に対する個人のオプション価格 OP_n は式(3.15)，(3.16)を満足するよう定義できる．

$$EU_n^1(Y_n - OP_n) = EU_n^0(Y_n) \quad (3.15)$$

$$\frac{1}{\lambda} \ln\{\exp[\lambda\theta_1(Y_n - OP_n)] + \exp[\lambda v(Q, Z_n : \theta_0) + \lambda\theta_1(Y_n - OP_n - c_n)]\} = \frac{1}{\lambda} \ln[\exp(\lambda\theta_1 Y_n)] \quad (3.16)$$

ここでは，オプション価格を等価変分型で定義しているが，効用関数に所得の準線形を仮定していることから，補償変分型と等価変分型のいずれのオプション価格も同一となる．

このとき，既設のレクリエーション施設整備に関する個人のオプション価格推定量 OP_n は式(3.17)として導出される¹¹⁾．

$$OP_n(Z_n, \theta) = \frac{1}{\lambda\theta_1} \ln[1 + \exp(\lambda v(Q, Z_n : \theta_0) - \lambda\theta_1 c_n)] \quad (3.17)$$

(3) 個人のオプション価格の信頼区間

式(3.17)の個人のオプション価格の推定量は，推計パラメータ θ の確率変数である．そのため， $\overline{OP_n}$ および $\underline{OP_n}$ を個人のオプション価格の $(1 - \alpha) \times 100\%$ 信頼上限，信頼下限とすると，個人のオプション価格の信頼限界は式(3.18)，式(3.19)を満たすものとして定式化される．

$$P\left(OP_n(Z_n, \theta) \geq \overline{OP_n}\right) = \alpha/2 \quad (3.18)$$

$$P\left(OP_n(Z_n, \theta) \leq \underline{OP_n}\right) = \alpha/2 \quad (3.19)$$

なお，式(3.17)の場合，個人のオプション価格の推定量が θ の非線形関数となっていることから，解析的な信頼区間(信頼限界)の直接推計が困難となっている．

3.2.2 近似法による個人のオプション価格の信頼区間推定法

解析的な直接推計が困難な個人のオプション価格の信頼区間推計について，近似法に基づく信頼区間推計法を定式化する^{12, 13, 14)}．

(1) テーラー展開に基づく信頼区間推定法

最尤推定法をもとに求められた推計パラメータは漸近的に，平均 $\hat{\theta}$ と分散共分散行列 $\Sigma(\hat{\theta})$ の多変量正規分布で示される．パラメータの数を d とすると，個人のオプション価格の期待値と分散は次式から求められる．

$$E[OP(Z_n)] = \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} OP(\theta|Z_n) \phi(\theta) d\theta_1 \dots d\theta_d \quad (3.20)$$

$$V[OP(Z_n)] = \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} \{OP(\theta|Z_n) - E[OP(Z_n)]\}^2 \phi(\theta) d\theta_1 \dots d\theta_d \quad (3.21)$$

ここで， ϕ は多変量正規分布の確率密度関数である．

ただし，この場合， $OP(\theta|Z_n)$ が θ の非線形関数であることから， $E[OP(Z_n)]$ と $V[OP(Z_n)]$ の近似解を求めることを目的に， $OP(\theta|Z_n)$ を $\hat{\theta}$ の周りでテーラー展開した2次近似式をもとに定式化を進める．

$$OP(\theta|Z_n) \approx OP(\hat{\theta}|Z_n) + \sum_{i=1}^d C_i (\theta_i - \hat{\theta}_i) + \frac{1}{2} (\theta_i - \hat{\theta}_i)^t H (\theta_i - \hat{\theta}_i) \quad (3.22)$$

ここで，

$$C_i = \left. \frac{\partial OP(\theta|Z_n)}{\partial \theta_i} \right|_{\theta_i = \hat{\theta}_i}, \quad H = \left. \frac{\partial^2 OP(\theta|Z_n)}{\partial \theta_i \partial \theta_j} \right|_{\theta_i = \hat{\theta}_i}$$

式(3.22)の近似式をもとに，個人のオプション価格の期待値の近似値 $E[\widetilde{OP}(Z_n)]$ と分散の近似値 $V[\widetilde{OP}(Z_n)]$ が求まる．

サンプル数が十分大きい場合，パラメータ θ は多変量正規分布に漸近する．しかしながら，オプション価格はパラメータ θ の非線形関数であるから，漸近正規性を必ずしも持たない．このため，平均，分散のみを用いてオプション価格の信頼区間を近似すると十分な精度が得られる保証はないが，近似として漸近正規性を有する場合と同様に，オプション価格が平均 $E[OP(Z_n)]$ と分散 $V[OP(Z_n)]$ を有した正規分布をなすものと仮定して信頼区間を求める． $z_{\alpha/2}$ を標準正規分布の片側 $\alpha/2$ 確率を与える値とすると，個人のオプション価格の期待値の近似値 $E[\widetilde{OP}(Z_n)]$ の $(1 - \alpha) \times 100\%$ 信頼区間は式(3.23)をもとに求めることが可能となる．

$$\left[Lower_{E[\widetilde{OP}(Z_n)]}, Upper_{E[\widetilde{OP}(Z_n)]} \right] \quad (3.23)$$

ここで，

$$\begin{aligned} Lower_{E[\widetilde{OP}(Z_n)]} &= E[\widetilde{OP}(Z_n)] - z_{\alpha/2} \sqrt{V[\widetilde{OP}(Z_n)]} \\ Upper_{E[\widetilde{OP}(Z_n)]} &= E[\widetilde{OP}(Z_n)] + z_{\alpha/2} \sqrt{V[\widetilde{OP}(Z_n)]} \end{aligned}$$

ただし，当推定量は上述のとおり対称分布を仮定した信頼区間推定量である．

(2) エッジワース展開に基づく信頼区間推定法

次に，エッジワース展開を用いた個人のオプション価格の信頼区間推定量を定式化する．エッジワース展開とは個々の統計量について漸近展開の手法を用いて近似的な分布を求める手法である^{15, 16)}．

基本的なケースとして， X_1, \dots, X_n を独立同一分布からの d 変数ベクトルの連続確率変数とし， $\bar{X} = \sum_{i=1}^n X_i/n$ ，母平均を μ とすると，関数 $g(X)$ について式(3.24)は中心極限定理により標準正規分布に分布収束する．

$$S_n = \frac{\sqrt{n}[g(\bar{X}) - g(\mu)]}{h(\mu)} \quad (3.24)$$

ここで， $h(\mu)$ は，関数 $g(X)$ の標準偏差である．

$\Phi(x)$ を標準正規分布の分布関数とすれば，任意の x について S_n の分布関数は $P(S_n \leq x) \rightarrow \Phi(x) (n \rightarrow \infty)$ となる．これが基本的な漸近理論である．また，任意の高次のモーメントの存在を仮定すると，標本平均の関数の分布関数のエッジワース展開は式(3.25)で示される．

$$\begin{aligned} P(S_n \leq x) &= \Phi(x) + n^{-1/2} p_1(x) \phi(x) + \dots \\ &\quad + n^{-j/2} p_j(x) \phi(x) + o(n^{-j/2}) \end{aligned} \quad (3.25)$$

上式は $n^{-j/2}$ のオーダーまでのエッジワース展開であり， ϕ は標準正規分布の確率密度関数， p_j は $j+1$ 次のエルミート多項式 H_{j+1} と基準化された X_i の $j+2$ 次のキュムラント κ_{j+2} とから求まる多項式であり， $o(n^{-j/2})$ は剰余項である．また，式(3.24)において，母分散が既知の場合，多項式 p_1 は式(3.26)で示されるが，母分散が未知の場合は推定値を用いることから式(3.26)は式(3.27)として再定義される．

$$p_1 = -\frac{1}{6}\kappa_3(x^2 - 1) \quad (3.26)$$

$$q_1 = -\left[k_{1,2} + \frac{1}{6}k_{3,1}(x^2 - 1)\right] \quad (3.27)$$

ここで， $k_{1,2}$ ， $k_{3,1}$ は S_n の j 次のキュムラント $\kappa_{j,n}$ のベキ級数 $\kappa_{j,n} = n^{-(j-2)/2}(k_{j,1} + n^{-1}k_{j,2} + n^{-2}k_{j,3} + \dots)$ の要素である．

以上の基礎理論をもとに，個人のオプション価格の推定量について定式化する．Hall¹⁵⁾の枠組みに従うと，個人のオプション価格の母分散は未知であることから，ロジットパラメータ数を d とし，次式を定義する．

$$A(\theta) = OP(\theta|Z_n) - OP(\hat{\theta}|Z_n) \quad (3.28)$$

$$Z = n^{1/2}(\bar{\theta} - \hat{\theta}) \quad (3.29)$$

$$a_{i_1 \dots i_j} = \frac{\partial^j A(\theta)}{\partial \theta_{i_1} \dots \partial \theta_{i_j}} \Big|_{\theta=\hat{\theta}} \quad (3.30)$$

以上をもとに，テーラー展開を適用することで式(3.31)が導出される．

$$\begin{aligned} S_n = n^{1/2}A(\bar{\theta}) &= \sum_{i=1}^d a_i Z_i + n^{-1/2} \frac{1}{2} \sum_{i_1=1}^d \sum_{i_2=1}^d a_{i_1 i_2} Z_{i_1} Z_{i_2} + \dots \\ &+ n^{-(r-1)/2} \frac{1}{r!} \sum_{i_1=1}^d \dots \sum_{i_r=1}^d a_{i_1 \dots i_r} Z_{i_1} \dots Z_{i_r} + o_p(n^{-r/2}) \end{aligned} \quad (3.31)$$

また，式(3.31)につき， $r=1$ を適用すると式(3.32)が定式化される．

$$S_n = \sum_{i=1}^d a_i Z_i + n^{-1/2} \frac{1}{2} \sum_{i=1}^d \sum_{j=1}^d a_{ij} Z_i Z_j + o_p(n^{-1/2}) \quad (3.32)$$

ここで，式(3.33)をもとに式(3.32)のモーメントは式(3.34)～式(3.36)として求まる．

$$\sigma_{i_1 \dots i_j} = E[(\theta_{i_1} - \hat{\theta}_{i_1}) \dots (\theta_{i_j} - \hat{\theta}_{i_j})] \quad (3.33)$$

$$E(S_n) = n^{-1/2} \frac{1}{2} \sum_{i=1}^d \sum_{j=1}^d a_{ij} \sigma_{ij} + o(n^{-1/2}) \quad (3.34)$$

$$E(S_n^2) = \sum_{i=1}^d \sum_{j=1}^d a_i a_j \sigma_{ij} + o(n^{-1/2}) \quad (3.35)$$

$$\begin{aligned} E(S_n^3) &= n^{-1/2} \left[\sum_{i=1}^d \sum_{j=1}^d \sum_{k=1}^d a_i a_j a_k \sigma_{ijk} \right. \\ &\quad \left. + \frac{3}{2} \sum_{i=1}^d \sum_{j=1}^d \sum_{k=1}^d \sum_{l=1}^d a_i a_j a_k a_l (\sigma_{ij} \sigma_{kl} + \sigma_{ik} \sigma_{jl} + \sigma_{il} \sigma_{jk}) \right] + o(n^{-1/2}) \end{aligned} \quad (3.36)$$

よって, S_n の最初の3次のキュムラントは式(3.37)～式(3.39)から求まる.

$$\kappa_{1,n} = E(S_n) = n^{-1/2} A_1 + o(n^{-1/2}) \quad (3.37)$$

$$\kappa_{2,n} = E(S_n^2) - (E(S_n))^2 = \sigma'^2 + o(n^{-1/2}) \quad (3.38)$$

$$\kappa_{3,n} = E(S_n^3) - 3E(S_n^2)E(S_n) + 2(E(S_n))^3 = n^{-1/2} A_2 + o(n^{-1/2}) \quad (3.39)$$

ここで,

$$A_1 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^d \sum_{j=1}^d a_{ij} \sigma_{ij} \quad (3.40)$$

$$\sigma'^2 = \sum_{i=1}^d \sum_{j=1}^d a_i a_j \sigma_{ij} \quad (3.41)$$

$$A_2 = \sum_{i=1}^d \sum_{j=1}^d \sum_{k=1}^d a_i a_j a_k \sigma_{ijk} + 3 \sum_{i=1}^d \sum_{j=1}^d \sum_{k=1}^d \sum_{l=1}^d a_i a_j a_k a_l \sigma_{ik} \sigma_{jl} \quad (3.42)$$

である.

また, 式(3.41)より式(3.31)の漸近分散 σ'^2 が求まることから, 式(3.31)を $S_n = n^{1/2} A(\bar{\theta})/\sigma'$ と再定義することで, 式(3.27)における $k_{1,2}$ と $k_{3,1}$ が求まる.

$$k_{1,2} = A_1 \sigma'^{-1} \quad (3.43)$$

$$k_{3,1} = A_2 \sigma'^{-3} \quad (3.44)$$

よって, 式(3.27)は式(3.45)として再定義される.

$$q_1 = - \left[A_1 \sigma'^{-1} + \frac{1}{6} A_2 \sigma'^{-3} (x^2 - 1) \right] \quad (3.45)$$

以上をもとに, 個人のオプション価格の分布関数のエッジワース展開は式(3.46)として定式化される.

$$P(S_n \leq x) = \Phi(x) + n^{-1/2} \left(-[A_1 \sigma'^{-1} + \frac{1}{6} A_2 \sigma'^{-3} (x^2 - 1)] \right) \phi(x) + o(n^{-1/2}) \quad (3.46)$$

以上のエッジワース分布が求められた場合，分布関数の逆関数を展開することで，信頼区間推定に必要なエッジワース分布の片側 $\alpha/2$ 確率を与える漸近展開値 $w_{\alpha/2}$ を求めることが可能となる．これが，コーニッシュ-フィッシャー展開である．

コーニッシュ-フィッシャー展開より，個人のオプション価格の片側 $\alpha/2$ 確率を与える漸近展開値の下限值 $w_{L(\alpha/2)}$ および上限値 $w_{U(\alpha/2)}$ は，式(3.47)，(3.48)より求まる．

$$w_{L(\alpha/2)} = -z_{\alpha/2} + n^{-1/2} \left(A_1 \sigma'^{-1} + \frac{1}{6} A_2 \sigma'^{-3} [(-z_{\alpha/2})^2 - 1] \right) + o(n^{-1/2}) \quad (3.47)$$

$$w_{U(\alpha/2)} = z_{\alpha/2} + n^{-1/2} \left(A_1 \sigma'^{-1} + \frac{1}{6} A_2 \sigma'^{-3} [(z_{\alpha/2})^2 - 1] \right) + o(n^{-1/2}) \quad (3.48)$$

ここで， $-z_{\alpha/2}$ および $z_{\alpha/2}$ は，標準正規分布の片側 $\alpha/2$ 確率を与える値である．

以上をもとに，エッジワース展開およびコーニッシュ-フィッシャー展開を用いた個人のオプション価格の $(1 - \alpha) \times 100\%$ 信頼区間は式(3.49)より求められる．

$$\left[Lower_{OP(\hat{\theta}|Z_n)}, Upper_{OP(\hat{\theta}|Z_n)} \right] \quad (3.49)$$

ここで，

$$\begin{aligned} Lower_{OP(\hat{\theta}|Z_n)} &= OP(\hat{\theta}|Z_n) + w_{L(\gamma/2)} \sqrt{\sigma'} \\ Upper_{OP(\hat{\theta}|Z_n)} &= OP(\hat{\theta}|Z_n) + w_{U(\gamma/2)} \sqrt{\sigma'} \end{aligned}$$

一方，式(3.46)のエッジワース分布は分布に3次のキウムラント(歪度)が考慮されていることから，対称分布とは異なり個人のオプション価格の中央値を求める必要がある．個人のオプション価格の中央値は式(3.50)より求まる．

$$Median_{OP(\hat{\theta}|Z_n)} = OP(\hat{\theta}|Z_n) + w_{(0.5)} \sqrt{\sigma'} \quad (3.50)$$

ここで，

$$w_{(0.5)} = z_{0.5} + n^{-1/2} \left(A_1 \sigma'^{-1} + \frac{1}{6} A_2 \sigma'^{-3} [(z_{0.5})^2 - 1] \right) + o(n^{-1/2})$$

なお，実際の計算においては繰返し計算を行わないため， $n = 1$ を適用する．

3.2.3 シミュレーション法による個人のオプション価格の信頼区間推定法

次に，解析的な直接推計が困難な個人のオプション価格の信頼区間推計について，シミュレーション法に基づく信頼区間推計法を定式化する^{12, 13, 14)}．シミュレーション法としては，個人のオプション価格推定量に対し，多変量正規乱数を適用したパラメトリック・シミュレーション法を提示する．なお，オプション価格は推定パラメータの非線形関数であるこ

とから，前項の近似法は十分な精度が得られにくいと考えられる．そこで，本章ではパラメトリック・シミュレーション法を用いることを提案する．

パラメトリック・シミュレーション法は，推定されたパラメータの平均値および分散共分散行列を基礎情報とし，当該分布をもとにパラメータ値をリサンプリングして推定量の分布を把握する手法である．

推計されたロジットパラメータは漸近的に多変量正規分布である．そのため，個人のオプション価格の推定量について，式(3.51)から発生させた多変量正規乱数を適用することで，式(3.52)の個人のオプション価格のシミュレーション値 $OP^*(\theta^*|Z_n)$ が推計される．

$$\theta^* = random\{MVN[\hat{\theta}, \Sigma(\hat{\theta})]\} \quad (3.51)$$

$$OP^*(\theta^*|Z_n) = \frac{1}{\lambda\theta_1^*} \ln[1 + \exp(\lambda v(Q, Z_n; \theta_0^*) - \lambda\theta_1^* c_n)] \quad (3.52)$$

ここで MVN は，平均 $\hat{\theta}$ と分散共分散行列 $\Sigma(\hat{\theta})$ を有する多変量正規分布である．

乱数を任意に R 回発生させることで， $OP^*(\theta^*|Z_n)$ の分布が形成される． $OP^*(\theta^*|Z_n)$ の推計値をもとに，順列評価を行い， $R/2$ 番目の推計値が中央値であり， $(1 - \alpha) \times 100\%$ 信頼区間は $\alpha/2 \times R$ 番目が信頼下限， $(1 - \alpha/2) \times R$ 番目が信頼上限となる．

なお，乱数の発生回数 R は1000程度(以上)において，安定した推計結果が得られることが報告されている¹⁷⁾．

3.3 仮想データを用いた数値検証

本節では，前節にて定式化した信頼区間推定法について，仮想データを用いた数値検証を行ない，近似法(テラー展開，エッジワース展開)およびシミュレーション法(パラメトリック・シミュレーション法)から求められる信頼区間の推定精度について考察する．

仮想データをもとに検証を行うのは，旅行費用モデルをもとに，サンプル数を一定とし調査精度(誤差項)を変化させたケースおよび調査精度を一定としサンプル数を変化させたケースの2ケースである．

- ・調査精度を変化させたケース
- ・サンプル数を変化させたケース

また，数値検証に用いる旅行費用モデルの効用差関数は簡単のため式(3.53)を用いる．

$$\Delta U_n = U_{1n} - U_{0n} = \alpha Q + \beta z_n - \gamma c_n + \varepsilon_n \quad (3.53)$$

3.3.1 調査精度を変化させたケース

1) 仮想データの概要

調査精度を変化させたケースの仮想データは、モンテカルロ法をもとに表3.1に示す設定条件より作成している。また、回答結果は設定した仮想パラメータと発生させた各個人の仮想データより作成している。

なお、調査精度を変化させたケースで設定したデータセットは誤差項のスケールパラメータを $\lambda = 0.5, 1.0, 2.0, 3.0$ に変化させた4ケースである。

表3.1 仮想データの概要
(調査精度を変化させたケース)

変数	乱数	レンジ
Q 環境・アメニティ質	定数	1
z_n 個人属性	一様乱数	0 ~ 10
c_n 一般化費用	一様乱数	0 ~ 10
ε_n 誤差項	logistic 乱数	$(\eta, \lambda) = (0, 0.5), (0, 1.0), (0, 2.0), (0, 3.0)$
N サンプル数		500
仮想パラメータ		$\alpha=3.0, \beta=1.0, \gamma=1.0$

2) 数値事例による検証結果

設定した仮想データをもとに構築したモデルの推定結果を表3.2に示す。構築したモデルは仮想データを適用していることから、各パラメータのt値、尤度比等の統計指標は有意であり、パラメータの符号条件も一致している(個人属性は郊外活動頻度等を想定している)。また、各パラメータは基準化して推計されることから、仮想パラメータの概ね $1/\lambda$ の推計結果となっている。なお、モデルの推計精度は、スケールパラメータ λ の増加とともに、誤差項の分散($\pi^2/6\lambda^2$)が小さくなることから、尤度比、的中率とも λ の増加とともに統計精度は向上している。

構築したモデル結果をもとに、各データセット毎の個人のオプション価格の中央値および95%信頼区間推計を行った結果を表3.3に示す。さらに、近似法(テラー展開, エッジワース展開)による個人のオプション価格の確率密度関数およびパラメトリック・シミュレーション法($R = 50000$)による再現分布結果を図3.1に示した。

表3.2 モデル推計結果
(調査精度を変化させたケース)

λ		0.5	1.0	2.0	3.0
$\hat{\alpha}$	環境・アメニティ質 (t 値)	1.708 (5.29)	3.394 (6.16)	5.962 (6.18)	10.393 (5.07)
$\hat{\beta}$	個人属性 (t 値)	0.447 (8.65)	1.085 (8.94)	1.643 (7.69)	3.993 (5.10)
$\hat{\gamma}$	所得項(一般化費用) (t 値)	0.502 (9.41)	1.077 (9.13)	1.716 (7.75)	3.732 (5.30)
ρ^2	尤度比	0.339	0.644	0.770	0.900
<i>HitRatio</i>	的中率	0.810	0.916	0.950	0.976
N	サンプル数	500	500	500	500
$\Sigma(\hat{\theta})$	$\hat{\sigma}_{\alpha\alpha}$	0.1042	0.3034	0.9301	4.2094
	$\hat{\sigma}_{\alpha\beta}$	-0.0037	0.0160	0.1107	1.3232
	$\hat{\sigma}_{\alpha\gamma}$	0.0121	0.0508	0.1874	1.3425
	$\hat{\sigma}_{\beta\beta}$	0.0027	0.0148	0.0456	0.6133
	$\hat{\sigma}_{\beta\gamma}$	0.0012	0.0108	0.0405	0.5360
	$\hat{\sigma}_{\gamma\gamma}$	0.0029	0.0139	0.0490	0.4964

表3.3 個人のオプション価格の中央値および信頼区間推計結果
(調査精度を変化させたケース)

注1) () 内の数値は標準正規分布またはエッジワース分布の片側2.5%を与える値

注2) 変動率は[レンジ/中央値]より算定

注3) z_n , c_n には各仮想データ毎の平均値を適用

$\lambda=0.5$ モデル		2.5%信頼下限	中央値	2.5%信頼上限	レンジ	変動率
近似法	テラー展開	2.718 (-1.960)	3.334 (0.000)	3.951 (1.960)	1.233	0.370
	エッジワース展開	2.793 (-1.647)	3.310 (0.011)	4.015 (2.273)	1.223	0.369
シミュレーション法	多変量正規乱数 (R=1000)	2.780	3.302	4.016	1.236	0.374
	多変量正規乱数 (R=50000)	2.772	3.309	4.031	1.259	0.381

$\lambda=1.0$ モデル		2.5%信頼下限	中央値	2.5%信頼上限	レンジ	変動率
近似法	テラー展開	2.851 (-1.960)	3.270 (0.000)	3.689 (1.960)	0.838	0.256
	エッジワース展開	2.881 (-1.778)	3.260 (0.008)	3.714 (2.142)	0.832	0.255
シミュレーション法	多変量正規乱数 (R=1000)	2.892	3.264	3.790	0.898	0.275
	多変量正規乱数 (R=50000)	2.875	3.260	3.730	0.856	0.262

$\lambda=2.0$ モデル		2.5%信頼下限	中央値	2.5%信頼上限	レンジ	変動率
近似法	テラー展開	2.972 (-1.960)	3.304 (0.000)	3.636 (1.960)	0.664	0.201
	エッジワース展開	2.990 (-1.831)	3.298 (0.003)	3.649 (2.089)	0.658	0.200
シミュレーション法	多変量正規乱数 (R=1000)	2.957	3.299	3.647	0.690	0.209
	多変量正規乱数 (R=50000)	2.984	3.297	3.659	0.676	0.205

$\lambda=3.0$ モデル		2.5%信頼下限	中央値	2.5%信頼上限	レンジ	変動率
近似法	テラー展開	2.946 (-1.960)	3.178 (0.000)	3.410 (1.960)	0.465	0.146
	エッジワース展開	2.953 (-1.925)	3.177 (0.000)	3.409 (1.995)	0.457	0.144
シミュレーション法	多変量正規乱数 (R=1000)	2.949	3.178	3.443	0.494	0.155
	多変量正規乱数 (R=50000)	2.935	3.177	3.429	0.494	0.155

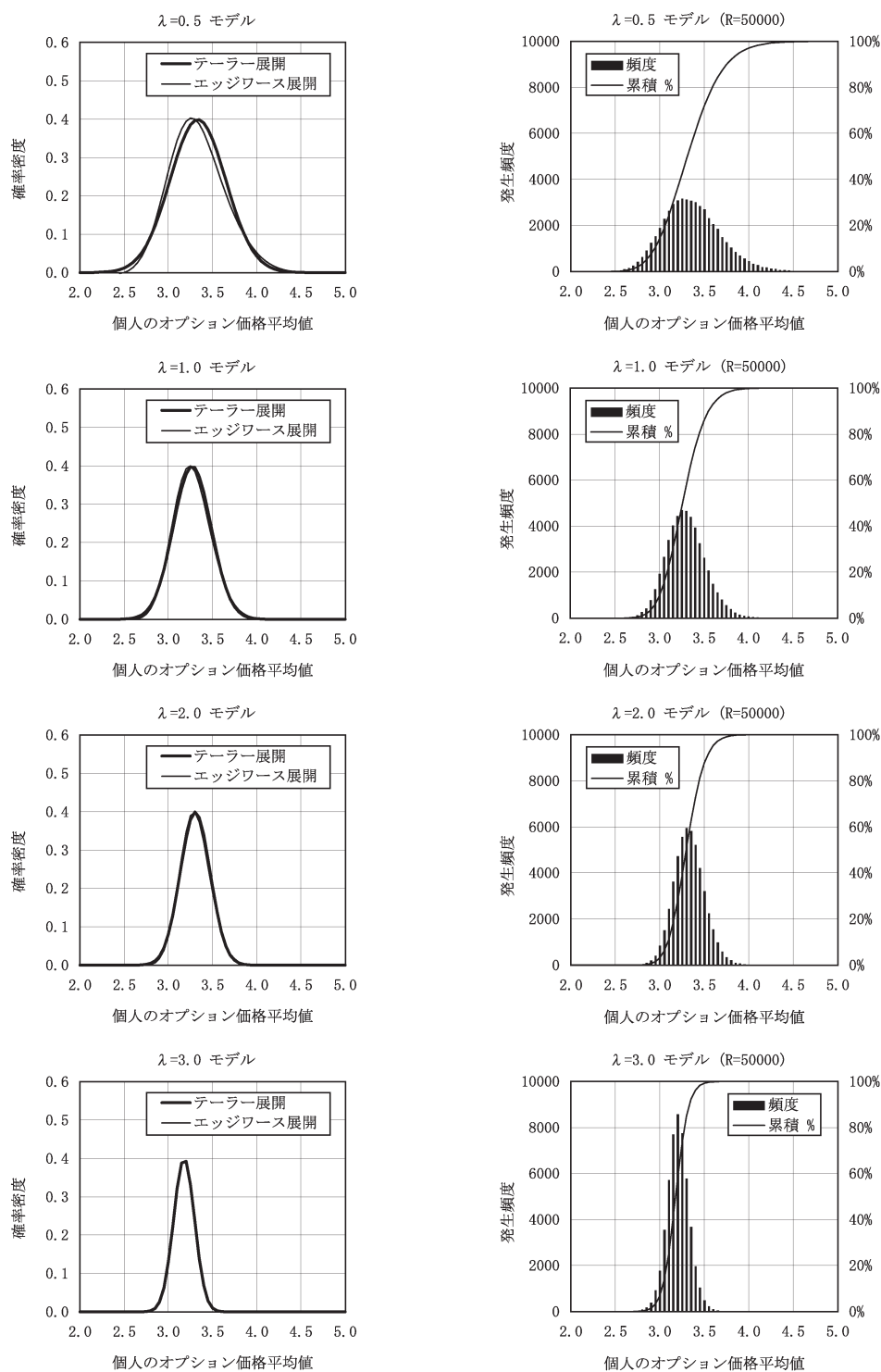


図3.1 近似法による確率密度関数及びパラメトリック・シミュレーション法による再現分布
(調査精度を変化させたケース)

以下、各信頼区間推定法の有用性検証の考察に際しては、オプション価格推定量が高次の非線形関数であるため、近似法では十分な精度が得られにくいと考えられる。そのため、ここではパラメトリック・シミュレーション法を基準として考察を進める。なお、パラメトリック・シミュレーション法における多変量正規乱数は一般的に乱数発生回数 $R = 1000$ で十分との知見があるが、ここでは、漸近特性をより厳密に把握することを目的に乱数発生回数 $R = 50000$ を実施し、これを基準と位置づけている。

信頼区間推計結果について全体的な傾向を整理すると、推計された中央値は概ね3.2前後で推計されており、信頼区間のレンジおよび変動率(レンジ/中央値)は、スケールパラメータ λ が大きなモデルになるに従い誤差項の分散が小さくなることから、その推計精度は向上していく。このことは、図3.1からも明らかである。

各信頼区間推定法毎に結果の特性を整理すると、テラー展開はオプション価格推定量の2次近似式をもとに対称分布(正規分布)を仮定した信頼区間推計法であるが、得られた中央値はモデル全体を通してエッジワース展開およびパラメトリック・シミュレーション法の中央値より過大推計となっている。このことは、テラー近似の2次項の影響と考えられる。一方で、スケールパラメータ λ が大きなモデルになるに従い、エッジワース展開およびパラメトリック・シミュレーション法の結果に近づいていく傾向が確認できる。

エッジワース展開は、推定量の3次のキウムラント(分布の歪度)までを考慮した信頼区間推定法であり、表3.3の片側2.5%確率を与える漸近展開値から分布は右側に歪んだ信頼区間推計結果となっていることが確認できる。また、エッジワース展開から求められた中央値は、パラメトリック・シミュレーション法($R=50000$)の中央値と0.001のオーダーで一致している。一方で、全モデルを通して信頼区間のレンジと変動率は他の信頼区間推定法と比べ最も小さく推計されている。

パラメトリック・シミュレーション法では一般的に乱数発生回数 $R = 1000$ で十分との知見があるが、ここでは、漸近特性をより厳密に把握することを目的に $R = 50000$ を実施し、これを基準と位置づけている。シミュレーション法では結果が一意に求まらない欠点を有するが、 $R = 50000$ は $R = 1000$ に比べ推計過程上高い安定性が見られており、精度あるシミュレーションを行う上では可能な限り乱数発生回数 R を大きくとることが妥当であると判断している。パラメトリック・シミュレーション法による信頼区間推計結果では、図3.1からスケールパラメータ λ が小さなモデルほど、分布が右に歪む傾向が顕著である。この傾向はエッジワース展開の結果と同傾向を示している。また、パラメトリック・シミュレーション法($R=50000$)から求められた中央値は、エッジワース展開の中央値と0.001のオーダーで一致している。一方で、全モデルを通して信頼区間のレンジと変動率は他の信頼区間推定法と比べ最も大きく推計されている。

3.3.2 サンプル数を変化させたケース

1) 仮想データの概要

数値検証に用いるRP選択行動モデルの効用差関数は前項同様に式(3.53)を用いる。

サンプル数を変化させたケースの仮想データは、モンテカルロ法により表3.4に示す設定条件より作成を行った。また、回答結果は前項同様に設定した仮想パラメータと発生させた各個人の仮想データより作成している。

なお、サンプル数を変化させたケースで設定したデータセットはサンプル数を $N = 200, 500, 1000, 5000$ に変化させた4ケースである。

表3.4 仮想データの概要
(サンプル数を変化させたケース)

変数	乱数	レンジ
Q 環境・アメニティ質	定数	1
z_n 個人属性	一様乱数	0 ~ 10
c_n 一般化費用	一様乱数	0 ~ 10
ε_n 誤差項	logistic 乱数	$(\eta, \lambda) = (0, 1)$
N サンプル数	200, 500, 1000, 5000	
仮想パラメータ	$\alpha = 3.0, \beta = 1.0, \gamma = 1.0$	

2) 数値事例による検証結果

設定した仮想データをもとに構築したモデルの推定結果を表3.5に示す。構築したモデルは仮想データを適用していることから、各パラメータのt値、尤度比等の統計指標は有意であり、パラメータの符号条件も一致している。また、各モデルの分散共分散行列の要素は概ね N^{-1} のオーダーで変化している。

構築したモデル結果をもとに、各データセット毎の個人のオプション価格に対する中央値および95%信頼区間推計を行った。結果を表3.6に示す。さらに、近似法(テラー展開、エッジワース展開)による個人のオプション価格の確率密度関数およびパラメトリック・シミュレーション法($R = 50000$)による再現分布結果を図3.2に示した。

以下、各信頼区間推定法の有用性検証の考察に際しては、前項同様にパラメトリック・シミュレーション法($R = 50000$)を基準と位置づけ考察を進める。

表3.5 モデル推計結果
(サンプル数を変化させたケース)

N		200	500	1000	5000
$\hat{\alpha}$	環境・アメニティ質 (t 値)	2.898 (3.94)	3.394 (6.16)	2.665 (7.18)	2.766 (17.73)
$\hat{\beta}$	個人属性 (t 値)	0.819 (5.49)	1.085 (8.94)	1.135 (12.94)	1.027 (29.27)
$\hat{\gamma}$	所得項(一般化費用) (t 値)	0.862 (6.26)	1.077 (9.13)	1.026 (12.31)	0.985 (28.86)
ρ^2	尤度比	0.534	0.644	0.643	0.613
$HitRatio$	的中率	0.890	0.916	0.920	0.904
$\Sigma(\hat{\theta})$	$\hat{\sigma}_{\alpha\alpha}$	0.5398	0.3034	0.1377	0.0243
	$\hat{\sigma}_{\alpha\beta}$	0.0018	0.0160	0.0065	0.0010
	$\hat{\sigma}_{\alpha\gamma}$	0.0703	0.0508	0.0233	0.0040
	$\hat{\sigma}_{\beta\beta}$	0.0222	0.0148	0.0077	0.0012
	$\hat{\sigma}_{\beta\gamma}$	0.0141	0.0108	0.0055	0.0009
	$\hat{\sigma}_{\gamma\gamma}$	0.0190	0.0139	0.0070	0.0012

表3.6 個人のオプション価格の中央値および信頼区間推計結果
(サンプル数を変化させたケース)

注1) () 内の数値は標準正規分布またはエッジワース分布の片側2.5%を与える値

注2) 変動率は[レンジ/中央値]より算定

注3) z_n , c_n には各仮想データ毎の平均値を適用

N=200 モデル		2.5%信頼下限	中央値	2.5%信頼上限	レンジ	変動率
近似法	テラー展開	2.578 (-1.960)	3.217 (0.000)	3.856 (1.960)	1.277	0.397
	エッジワース展開	2.656 (-1.654)	3.193 (0.019)	3.915 (2.266)	1.259	0.394
シミュレーション法	多変量正規乱数 (R=1000)	2.655	3.205	3.983	1.328	0.414
	多変量正規乱数 (R=50000)	2.627	3.195	3.965	1.338	0.419

N=500 モデル		2.5%信頼下限	中央値	2.5%信頼上限	レンジ	変動率
近似法	テラー展開	2.851 (-1.960)	3.270 (0.000)	3.689 (1.960)	0.838	0.256
	エッジワース展開	2.881 (-1.778)	3.260 (0.008)	3.714 (2.142)	0.832	0.255
シミュレーション法	多変量正規乱数 (R=1000)	2.892	3.264	3.790	0.898	0.275
	多変量正規乱数 (R=50000)	2.875	3.260	3.730	0.856	0.262

N=1000 モデル		2.5%信頼下限	中央値	2.5%信頼上限	レンジ	変動率
近似法	テラー展開	2.849 (-1.960)	3.161 (0.000)	3.473 (1.960)	0.625	0.198
	エッジワース展開	2.867 (-1.803)	3.155 (0.007)	3.490 (2.117)	0.622	0.197
シミュレーション法	多変量正規乱数 (R=1000)	2.862	3.154	3.489	0.626	0.199
	多変量正規乱数 (R=50000)	2.859	3.155	3.496	0.636	0.202

N=5000 モデル		2.5%信頼下限	中央値	2.5%信頼上限	レンジ	変動率
近似法	テラー展開	2.966 (-1.960)	3.101 (0.000)	3.237 (1.960)	0.270	0.087
	エッジワース展開	2.970 (-1.894)	3.100 (0.003)	3.240 (2.026)	0.270	0.087
シミュレーション法	多変量正規乱数 (R=1000)	2.968	3.100	3.232	0.264	0.085
	多変量正規乱数 (R=50000)	2.969	3.100	3.240	0.271	0.087

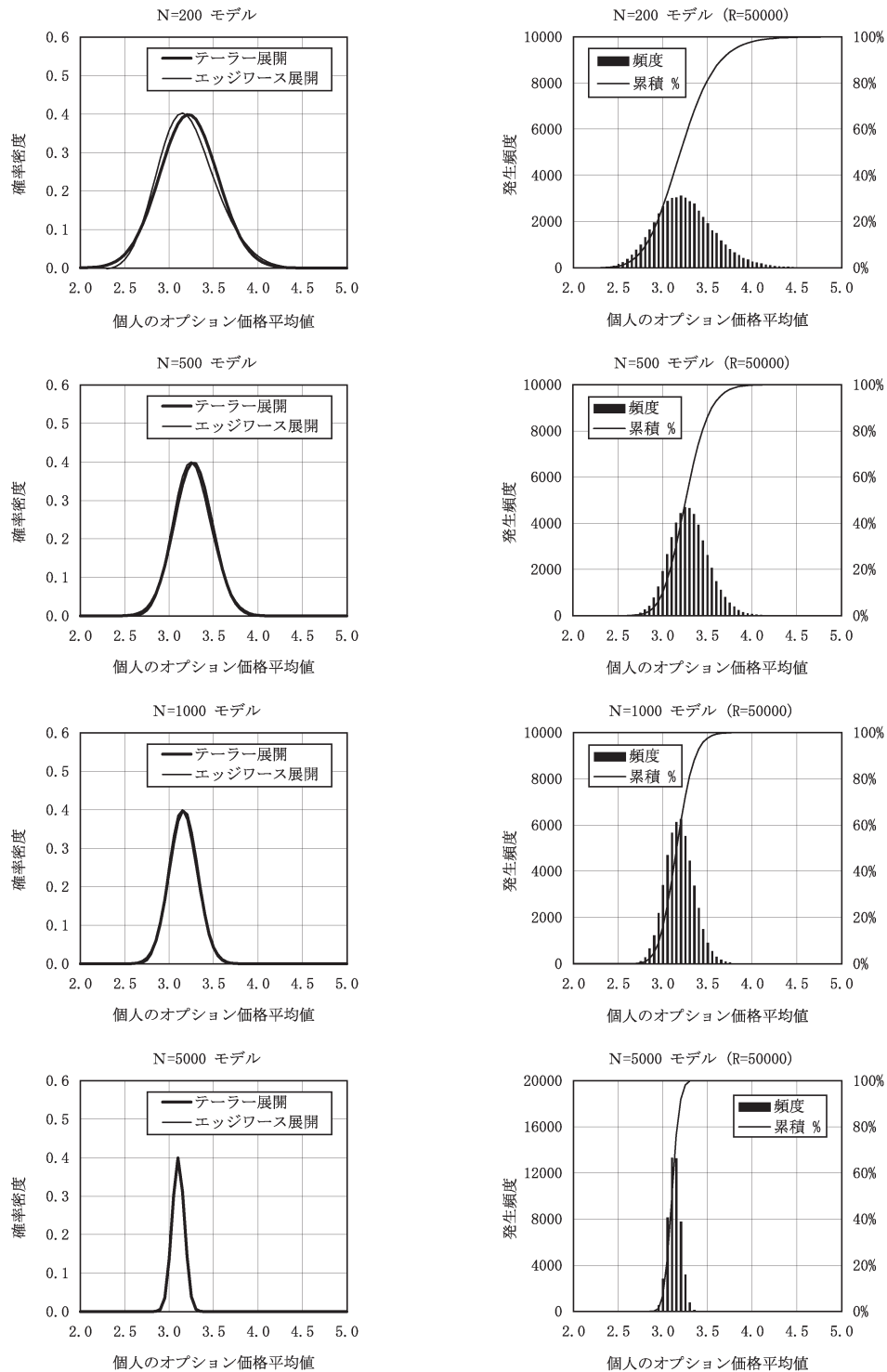


図3.2 近似法による確率密度関数及びパラメトリック・シミュレーション法による再現分布
(サンプル数を変化させたケース)

信頼区間推計結果について全体的な傾向を整理すると、推計された中央値は概ね3.2前後で推計されており、信頼区間のレンジおよび変動率(レンジ/中央値)は、サンプル数 N が大きなモデルになるに従い、その推計精度は向上していく。このことは、図3.2からも明らかである。

各信頼区間推定法毎について整理すると、テラー展開から得られた中央値は、モデル全体を通してエッジワース展開およびパラメトリック・シミュレーション法の中央値より過大推計となっている。一方、得られた中央値はサンプル数 N が大きなモデルになるに従い、エッジワース展開およびパラメトリック・シミュレーション法の結果に近づいていく傾向が確認できる。

エッジワース展開は、表3.6の片側2.5%確率を与える漸近展開値および図3.2から分布が右側に歪んだ信頼区間推計結果となっていることが確認できる。また、エッジワース展開から求められた中央値は、パラメトリック・シミュレーション法($R=50000$)の中央値と0.001のオーダーで一致しており、信頼限界値もサンプル数が大きなモデルになるに従いパラメトリック・シミュレーション法の結果($R=50000$)に近づき、特に、5000サンプルモデルでは、中央値および信頼限界値ともにパラメトリック・シミュレーション法($R=50000$)の結果と0.001のオーダーで一致している。

パラメトリック・シミュレーション法($R=50000$)の信頼区間推計結果は、全モデルを通して信頼区間のレンジと変動率は他の信頼区間推定法と比べ最も大きく推計されている。また、図3.2から、特に、サンプル数が少ないモデルにおいて分布は強く右に歪んでいる傾向が顕著であり、このことは、得られた分散共分散行列の精度に起因すると考えられる。一方、得られた中央値は、全モデルを通してエッジワース展開の中央値と0.001のオーダーで一致しており、信頼限界値もサンプル数が大きなモデルになるに従いエッジワース展開の結果に近づき、特に、5000サンプルモデルでは、中央値および信頼限界値ともにエッジワース展開の結果と0.001のオーダーで一致している。

3.4 実データを基にした数値検証

本節では、これまでに定式化したオプション価格の信頼区間推定法について実データを用いることで、各種信頼区間推定法の有用性について検証と考察を行う。

3.4.1 調査概要

本節で用いる実データは、木津川の河川空間利用を対象として平成12年10月に調査を行った結果を用いる。当調査は木津川の図3.3の調査対象区域に対する河川空間利用について、平日および休日の各1日において実施した着地(現地)調査に加え、調査地点近郊(約

10km) の2500世帯の住民を対象とした郵送調査を行っている。なお、郵送調査においては、各市町からのランダムランプリングとして、調査対象者を各市町の母集団人口(調査地点から約10km 以内の居住者)から約0.4%均一で抽出を行った。本調査の概要を表3.7に摘要した。

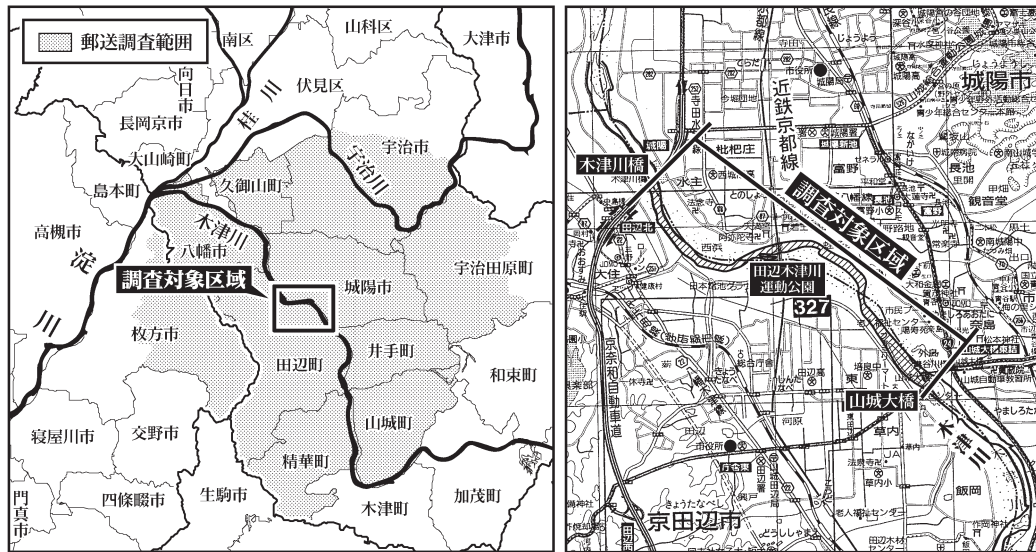


図3.3 調査地点と郵送調査範囲

本調査では調査対象区域の木津川河川空間利用に対し、着地調査として来訪者に関する現地アンケート調査と河川空間利用者数調査を行い、発地調査として郵送アンケート調査を実施している。そのため、通常の着地調査を主体とした河川空間利用実態調査¹⁸⁾に加え、非来訪者に関する情報も基礎情報として把握することが可能となっている。そのため、ここでは、調査対象母集団の木津川河川空間利用(調査対象区域)に関する利用可能性の便益評価を目的として、現地アンケート調査結果と郵送アンケート調査結果をプールし、選択肢別サンプリングデータ(Choice Based Sampling)として取り扱ったパラメータ推定を行う。一般に、選択肢別サンプリングデータは、対象とする選択肢のシェアが10%に満たないような選択肢に関する分析を行う場合に有効なアプローチとされている。

選択肢別サンプリングデータを用いたパラメータ推定法としては、WESML(Weighted Exogenous Sampling Maximum Likelihood) 推定量およびMM(Manski-McFadden Estimator) 推定量が代表的である^{8, 9)}。ここで、MM 推定量は定数項を有する離散選択モデルを対象に、選択肢の母集団シェアを考慮した定数項補正を行う簡易な修正法である。一方、MM 推定量は本信頼区間推定法で適用する分散共分散行列の直接的な補正推計は行えないため、こ

表3.7 河川利用調査概要

項 目		内 容
調査内容		木津川の河川空間利用
着地調査	実施日	平成12年10月11日(水), 15日(日)
	調査概要	・河川空間利用者数調査(日出～日没) ・来訪者アンケート調査
	来訪者数	11日(水): 1199人, 15日(日): 5263人
	アンケート調査数	195人
発地調査	実施期間	平成12年10月
	調査概要	・調査地点周辺約10kmを対象 ・母集団人口 594,126人 ・郵送アンケート調査(2500人郵送)
	有効回答数	516人(回収率20.6%)

ここでは, 分散共分散行列の直接的な補正推計を可能とする WESML推定量を適用する.

WESML推定量はサンプルシェアと母集団シェアの比で表される重みを考慮した推計を行うもので, 式(3.54)の対数尤度を最大化するパラメータ推定法である.

$$L = \sum_{i \in C} \sum_{n=1}^{N_i} \frac{Q(i)}{H(i)} \ln[P(i|Z_n, \theta)] \quad (3.54)$$

ここで, C は選択肢集合, i は選択肢, $Q(i)$ は i 選択肢の母集団シェア, $H(i)$ は i 選択肢のサンプルシェアである. また, WESML推定量は漸近正規性, 一致性を有している.

モデル推計に際しての, データの設定条件を表3.8に示した. 時間価値については, アンケート結果から得られた平均年収をもとに算定しており, $1/2$ 補正はこれまでの知見(レクリエーションの時間価値が通常の賃金率の $1/2 \sim 1/4$ の範囲¹⁹⁾)をもとに, 最もモデルの統計的推計精度が良好であった $1/2$ を採用することとした. 非来訪者に関する交通機関設定は, 調査結果から徒歩利用者の約80%強が1.5km以下であったこと, および都市公園の誘致距離等が通常1km程度と考えられていること等を踏まえ, 1.5km以下を徒歩利用者, 1.5km以上を自転車利用に設定した.

また, 基礎データの整理から, 木津川河川空間利用に関する来訪者の母集団シェア $Q(1)$ は0.40%, 非来訪者の母集団シェア $Q(0)$ は99.60%であり, サンプルシェア $H(1)$ は49.30%, $H(0)$

が50.70%であることから，以降，当値をWESML推定量に適用したモデル構築を行う．

表3.8 データ設定条件

項目	設定条件	備考
加重平均1日河川利用者数	2379人/日	年間平日数：259日，年間休日数：106日
時間価値	26円/分	＝賃金率(円/分)/2 ＝年収(円)/年平均労働時間(分)/2 ＝平均年収(円)/8(時間/日) × 250(日/年)/2
徒歩速度	4km/h	-
自転車速度	15km/h	文献資料 ²⁰⁾ より引用
自動車速度	40km/h	文献資料 ²¹⁾ より引用
高速走行速度	80km/h	文献資料 ²¹⁾ より引用
ガソリン単価	10円/分	文献資料 ²²⁾ をもとに算定
非来訪者交通機関	～1.5km：徒歩 1.5km～：自転車	調査結果をもとに設定

3.4.2 数値事例による検証結果

構築したモデルの推定結果を表3.9に示す．構築したモデルは，各パラメータのt値，尤度比等の統計指標は有意であり，パラメータの符号条件も感覚的に一致している．

構築したモデル結果をもとに，個人のオプション価格の中央値および95%信頼区間推計を行った結果を表3.10に示す．さらに，近似法(テラー展開，エッジワース展開)による個人のオプション価格の確率密度関数およびパラメトリック・シミュレーション法($R = 50000$)による再現分布結果を図3.4に示した．

信頼区間推計結果について全体的な傾向を整理すると，推計された個人のオプション価格の中央値は概ね62円/日前後で推計されている．

各信頼区間推定法毎に結果の特性を整理すると，テラー展開から得られた中央値はエッジワース展開およびパラメトリック・シミュレーション法の中央値より過大推計となっている．また，個人のオプション価格の2.5%信頼下限は負の値が推計されており，オプション価格推定量に対し対称分布(正規分布)を仮定した信頼区間推計法の影響が確認できる．

エッジワース展開については，求められた中央値は，パラメトリック・シミュレーション

表3.9 モデル推計結果

注1) 年齢ダミーは30才未満を1とする

注2) 一般化費用の単位は千円

$\hat{\alpha}$	定数項 (t値)	-15.24 (-1.91)
$\hat{\beta}_1$	散策目的ダミー (t値)	330.97 (33.14)
$\hat{\beta}_2$	釣り目的ダミー (t値)	304.19 (30.53)
$\hat{\beta}_3$	バーベキュー目的ダミー (t値)	131.55 (13.34)
$\hat{\beta}_4$	年齢ダミー (t値)	210.18 (21.29)
$\hat{\gamma}$	所得項(一般化費用) (t値)	165.43 (17.36)
ρ^2	尤度比	0.329
HitRatio	的中率	0.787
N	サンプル数	643
$\Sigma(\hat{\theta})$	$\Sigma(\hat{\theta}_i \hat{\theta}_j \mid j \geq i)$	63.9826 3.1955 5.0691 -9.8907 9.4827 -18.1473
		99.7165 -0.4497 0.8775 -0.8413 1.6101
		99.2866 1.3920 -1.3346 2.5541
		97.2839 2.6040 -4.9834
		97.5034 4.7778
		90.8565

表3.10 個人のオプション価格の中央値および信頼区間推計結果

注1) ()内の数値は標準正規分布またはエッジワース分布の片側2.5%を与える値

注2) 変動率は[レンジ/中央値]より算定

注3) Z_n, c_n には平均値を適用

信頼区間推定法		2.5%信頼下限	中央値	2.5%信頼上限	レンジ	変動率
近似法	テラー展開	-0.083 (-1.960)	0.065 (0.000)	0.214 (1.960)	0.297	4.559
	エッジワース展開	-0.074 (-1.800)	0.062 (0.000)	0.222 (2.120)	0.296	4.778
シミュレーション法	多変量正規乱数 (R=1000)	0.000	0.060	0.227	0.227	3.801
	多変量正規乱数 (R=50000)	0.000	0.062	0.225	0.225	3.648

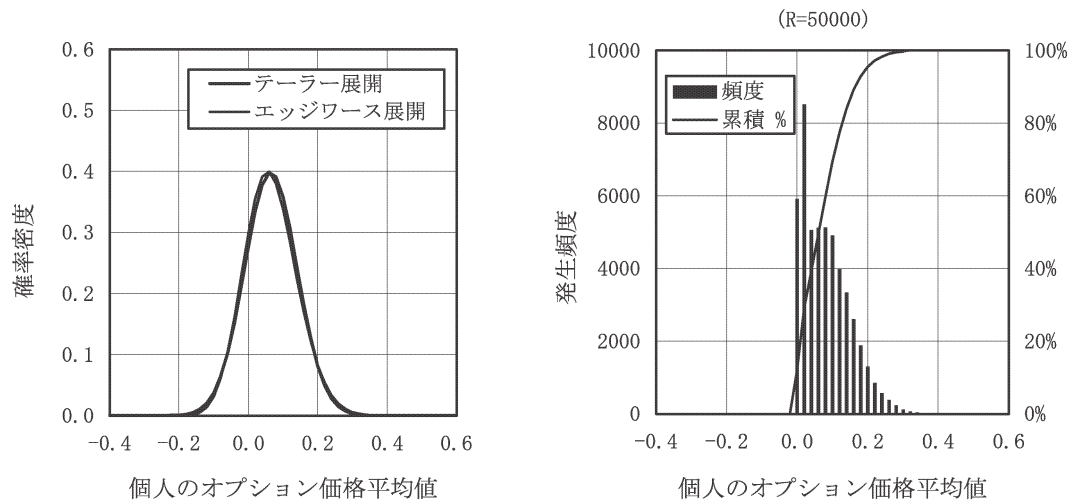


図3.4 近似法による確率密度関数及びパラメトリック・シミュレーション法による再現分布

法 ($R=50000$) の中央値と一致している。表3.10の片側2.5% 確率を与える漸近展開値からは分布が右側に歪んだ信頼区間推計結果となっており、個人のオプション価格の2.5% 信頼上限はパラメトリック・シミュレーション法 ($R=50000$) の結果に近似する。一方、2.5% 信頼下限はテーラー展開同様に負の値と推計されており、オプション価格推定量に対し漸近理論を適用した信頼区間推計法の影響が確認できる。

パラメトリック・シミュレーション法 ($R = 50000$) による信頼区間推計結果では、図3.4から個人のオプション価格の再現分布は0付近で突出しかつ右に歪んだ分布傾向を示すが、上記信頼区間推定法とは異なり負の領域の値は推計されていない。また、パラメトリック・シミュレーション法 ($R=50000$) から求められた中央値は、エッジワース展開の中央値と一致し、個人のオプション価格の2.5% 信頼下限は0.000と推計される結果が得られている。

3.5 結語

本章では、推計便益のリスク分析として、離散選択モデルを用いた社会基盤整備便益の計量化法として実際の選択行動に基づいたRP データを基本とする旅行費用法に着目し、高次の非線形関数となるレクリエーション便益の推定量 (個人のオプション価格) の信頼区間推定法の開発を行った。具体的には、離散選択モデルの推計結果から与えられるパラメータが漸近正規性を有することを利用して、解析的な近似法としてテーラー展開およびエッ

ジワース展開を用いた信頼区間推定法の定式化，およびシミュレーション法として多変量正規乱数を利用したパラメトリック・シミュレーション法による信頼区間推定法の提示を行った．

仮想データを用いた数値検証および木津川の河川空間利用に関する実データを用いた数値検証からは，各種のオプション価格の信頼区間推定法に関し，各々の特性および適用可能性に関する知見が得られている．以下，個人のオプション価格に対する各種信頼区間推定法の特性を総括する．

(1) テーラー展開については，仮想データによる検証において，サンプル数を一定とした場合は調査精度の向上に従い，また調査精度を一定とした場合はサンプル数の増加に従い，推計された中央値，レンジおよび変動率は他の信頼区間推定法の結果に漸近していく．一方，推計された中央値は仮想データの検証モデル全体を通して他の信頼区間推定法に比べ過大推計となっている．また，実データによる検証では個人のオプション価格の2.5%信頼下限において負の値が推計されており，高次の非線形関数推定量となる個人のオプション価格推定量に対しては，対称分布(正規分布)を仮定した信頼区間推計は誤差が生じる可能性が示唆される．

(2) エッジワース展開は，推定量の漸近正規性を前提とした分布の歪みを考慮した推計法であり，仮想データによる検証においては，サンプル数を一定とした場合は調査精度の低下に従い，また調査精度を一定とした場合はサンプル数の減少に従い，パラメトリック・シミュレーション法($R=50000$)の結果と若干の乖離が認められるが，仮想データの検証モデル全体を通して，エッジワース展開から求められた中央値はパラメトリック・シミュレーション法の中央値と0.001のオーダーで一致している．また，信頼限界値もサンプル数を一定とした場合は調査精度の向上に従い，また調査精度を一定とした場合はサンプル数の増加に従いパラメトリック・シミュレーション法の結果に漸近していくことが確認されている．一方，実データによる検証では，求められた中央値はパラメトリック・シミュレーション法($R=50000$)の中央値と一致し，2.5%信頼上限もパラメトリック・シミュレーション法($R=50000$)の結果に近似するが，2.5%信頼下限はテーラー展開同様に負の値と推計されており，オプション価格推定量に対し漸近理論を適用した信頼区間推計法の影響が確認されている．

(3) パラメトリック・シミュレーション法では，推定量の漸近特性をより厳密に把握することを目的に乱数発生回数 $R = 50000$ を採用することで比較評価に対する基準と位置付けた．また，シミュレーション法では結果が一意に求まらない欠点を有するが， $R = 50000$ は $R = 1000$ に比べ推計過程上高い安定性が見られており，精度あるシミュレーションを行う上では可能な限り乱数発生回数 R を大きくとることが妥当であると判断している．仮想デー

タによる検証においては、中央値はモデル全体を通じてエッジワース展開の結果と高い精度で一致しており、信頼限界値もサンプル数を一定とした場合は調査精度の向上に従い、また調査精度を一定とした場合はサンプル数の増加に従いエッジワース展開の結果と一致して行く結果が得られている。また、実データによる検証では、得られた中央値はエッジワース展開の中央値と一致し、個人のオプション価格の2.5%信頼下限は負の値とはならず0.000と推計される結果が得られている。

以上の結果を踏まえると、推計便益のリスク分析として、分散の直接推計が困難な非線形関数となるオプション価格推定量の信頼区間を求める上では、パラメトリック・シミュレーション法が有効であるといえよう。パラメトリック・シミュレーション法は、推定量の関数形に依存せず、乱数の発生回数を可能な限り多くとることで安定した信頼区間推計が得られる有用な信頼区間推定法といえる。

また、パラメトリック・シミュレーション法の結果の解析的な補完検証アプローチとしては、非線形関数の推定量に対する推定量の漸近分布および分布の漸近展開値を解析的に求めるエッジワース展開が有用なアプローチといえ、エッジワース展開の適用は非線形推定量の中央値の推定においても有効であるといえよう。

参考文献

- 1) Clawson, M. and J.L. Knetsch : *Economics of Outdoor Recreation*, John Hopkins University Press, 1966.
- 2) McConnell, K.E. : The Economics of Outdoor Recreation, in: Kneese, A. V. and Sweeney, J.L. (eds.): *Handbook of Natural Resource and Energy Economics*, Vol. II, North-Holland, 1985.
- 3) Johansson, P.-O. : *The Economic Theory and Measurement of Environmental Benefits*, Cambridge University Press, 1987. 邦訳, 嘉田良平 監訳 : 環境評価の経済学, 多賀出版, 1994.
- 4) McFadden, D. : Conditional logit analysis of qualitative choice behavior, in: Zarembka, P. (ed.): *Frontiers of Econometrics*, Academic Press, 1973.
- 5) Mäler, K.-G. : *Environment Economics: A Theoretical Inquiry*, John Hopkins University Press, 1974.
- 6) Burt, O.R. and Brewer D. : Estimation of Net Social Benefits from Outdoor Recreation, *Econometrica*, Vol.39, pp.182-187, 1971.
- 7) Feenberg, D. and E.S. Mills : *Measuring the Benefits of Water Pollution Abatement*, New York, Academic Press, 1980.
- 8) 土木学会土木計画学研究委員会編 : 非集計行動モデルの理論と実際, 土木学会, 1995.
- 9) 交通工学会編 : やさしい非集計分析, 交通工学会, 1993.
- 10) Ben-Akiva, M. and S.R. Lerman : *Discrete Choice Analysis*, MIT Press, 1985.
- 11) 多々納裕一・小林潔司・馬場淳一 : 滞在時間分布を考慮した旅行費用法によるレクリエーション便益の計測, 土木学会論文集, No.625/IV-44, pp.113-124, 1999.

- 12) 川除隆広・多々納裕一・岡田憲夫：離散選択モデルを用いたレクリエーション便益に関する信頼区間推定法, 土木計画学研究・論文集, No.17, pp.431-438, 2000.
- 13) 川除隆広・多々納裕一・岡田憲夫：離散選択モデルを用いた旅行費用法に基づく信頼区間推定法, 京都大学防災研究所年報, 第43号 B-2, 2000.
- 14) 川除隆広・多々納裕一・岡田憲夫：離散選択モデルを用いたレクリエーション便益に関する信頼区間推定法, 土木計画学研究・講演集, No.22(2), pp.781-784, 1999.
- 15) Hall, P. : *The Bootstrap and Edgeworth Expansion*, Springer Series in Statistics, 1992.
- 16) 竹村彰通：多変量推測統計の基礎, 共立出版, 1991.
- 17) Krinsky, I. and A.L. Robb : On Approximating the Statistical Properties of Elasticities, *The Review of Economics and Statistics*, 68, pp.715-719, 1986.
- 18) 建設省河川局治水課監修：河川水辺の国勢調査マニュアル(案)(河川空間利用実態調査編), 1993.
- 19) 河川に関わる環境整備の経済評価研究会：河川に関わる環境整備の経済評価の手引き(試案), 1999.
- 20) 日本道路協会：自転車道等の設計基準解説, 1974.
- 21) 日本道路協会：道路構造令の解説と運用, 1983.
- 22) 森杉壽芳：社会資本整備の便益評価, 勁草書房, 1997.
- 23) 標本誤差推計研究会編：標本誤差の推計方法 - 最新時代の理論と実証 -, 統計情報研究開発センター, 1998.
- 24) Efron, B. and R.J. Tibshirani : *An Introduction to the Bootstrap*, Chapman & Hall, 1993.
- 25) Davison, A.C. and D.V. Hinkley : *Bootstrap methods and their application*, Cambridge University Press, 1997.
- 26) Small, K.A. and H.S. Rosen : Applied Welfare Economics with Discrete Choice Models, *Econometrica*, 49(1), pp.105-130, 1981.
- 27) Freeman, A.M., III : *The Measurement of Environmental and Resource Values*, Resource for the Future, 1993.

- 28) Train, K.E. : Recreation Demand Models with Taste Differences Over People, *Land Economics*, 74(2), pp.230-239, 1998.
- 29) Adamowics, W, J. Louviere and M. Williams : Combining Revealed and Stated Preference Methods for Valuing Environmental Amenities, *Journal of Environmental Economics and Management*, 26, pp.271-292, 1994.
- 30) Adamowics, W, J. Swait, P. Boxall, J. Louviere and M. Williams : Perceptions versus Objective Measure of Environmental Quality in Combined Revealed and Stated Preference Models of Environmental Valuation, *Journal of Environmental Economics and Management*, 32, pp.65-84, 1997.
- 31) 小林潔司・文世一・多々納裕一 : 交通情報の経路誘導システムの経済便益評価に関する研究, 土木学会論文集, No.506/IV-26, pp.77-86, 1995.
- 32) 多々納裕一 : 利水用貯留施設整備代替案の設計・評価の方法論に関する研究, 京都大学博士論文, 1992.
- 33) 多々納裕一 : 不確実性下のプロジェクト評価 : 課題と展望, 土木計画学研究・論文集, No.15, pp.19-30, 1998.
- 34) 多々納裕一・岡田憲夫・谷本圭志 : レクリエーション便益を考慮した多目的ダム費用割り振りに関する考察, 京都大学防災研究所年報, 第38号, B-2, pp.349-364, 1995.
- 35) 森杉壽芳・由利昌平 : ランダム効用理論に基づく住環境便益の定義とその測定方法について, 土木計画学研究・講演集, No.10, pp.267-273, 1987.
- 36) 森杉壽芳・大野栄治・森知也 : ランダム効用理論におけるプロジェクト便益の定義の比較研究, 土木計画学研究・論文集, No.9, pp.261-268, 1991.
- 37) 大野栄治 : ランダム効用理論による交通便益の定義とその計測に関する研究, 京都大学博士論文, 1992.
- 38) 屋井鉄雄・岩倉成志・伊藤誠 : 鉄道ネットワークの需要と余剰の推計法について, 土木計画学研究・論文集, No.11, pp.81-88, 1993.
- 39) Kring, C.L. : Estimating the Precision of Welfare Measures, *Journal of Environmental Economics and Management*, 21, pp.244-259, 1991.

-
- 40) Sellar, C., J.R. Stoll and J.-P. Chavas : Validation of Empirical Measures of Welfare Change : A Comparison of Nonmarket Techniques, *Land Economics*, 61(2), pp.156-175, 1985.
 - 41) 浅野耕太 : 農林業と環境評価, 多賀出版, 1998.
 - 42) 嘉田良平・浅野耕太・新保輝幸 : 農林業の外部経済効果と環境農業政策, 多賀出版, 1995.
 - 43) 新保輝幸・浅野耕太・嘉田良平 : 中山間地域農林業の外部経済効果の出身者による評価 - 支払意志額の総計的解析 -, 農村計画学会誌, Vol.12, No.3, pp.30-42, 1993.
 - 44) 竹内憲司 : 環境評価の政策利用, 勁草書房, 1999.
 - 45) 中村英夫編 : 道路投資の社会経済評価, 東洋経済新報社, 1997.
 - 46) 蓑谷千鳳彦 : 計量経済学の理論と応用, 日本評論社, 1996.
 - 47) ネルソン W. : 寿命データの解析, 日科技連, 1988.
 - 48) McCullagh, P. : *Tensor Methods in Statistics*, Chapman and Hall, 1987.

第4章

SPデータを基にした推計便益の信頼区間推定法の開発

4.1 緒言

第3章では、離散選択モデルを用いた便益計量化法としてRPデータを基にした旅行費用法に着目し、離散選択モデル(ロジットモデル)の推計結果から与えられるパラメータが漸近正規性を有することを利用して、オプション価格として与えられるレクリエーション便益の信頼区間推定法の開発を行った。また、オプション価格の推定量は高次の非線形関数となるため、信頼区間推定法としてはパラメトリック・シミュレーション法の適用が妥当であり、解析的な近似アプローチは精度が劣ることがわかった。ただその中でもエッジワース展開の適用はパラメトリック・シミュレーション法の結果の解析的な補完検証アプローチとして、また、非線形推定量の中央値の推定において有効であることが確認できた。

本章では、推計便益のリスク分析として、離散選択モデルを用いた便益計量化法としてSPデータを基にした仮想評価法(CECVM: Closed-ended Contingent Valuation Method)に着目し、推定される個人の支払意思額平均値の信頼区間推定法を開発することを目的とする。

初期の研究におけるCECVMによる便益推計法は、ロジットモデルを主体とした提示額の最大値を打ち切り上限とする近似的な平均値の推定法が多く用いられてきており、推計便益の信頼性の評価は選択モデルの t 値や尤度比等の統計指標およびサンプル上での回答の分散の大きさをもとに評価がなされてきた。現在までに、CECVMによる推計便益に関して幾つかの信頼区間推定法が開発されてきている。Park et al.¹⁾はKrinsky and Robbによるシミュレーション法²⁾を適用することで推計便益の信頼区間を求めている。Duffield and Patterson³⁾は、集計型ロジットモデルをもとにブートストラップ法を適用した推計便益の信頼区間を求めている。Cameron and James⁴⁾、Cameron⁵⁾は、支払意思額関数をもとに推計便益の分散を解析的に直接推計する簡便な手法を提示した。このモデルは個人の支払意思額が個人属性の線形関数であると仮定し、提示額との支出差をもとにプロビットモデル

(Censored Probit Model)を適用することで、支払意思額の平均値と分散を同時に推計するものであった。しかし、支払意思額の信頼区間推計に際しての操作性は向上したものの、このモデルは所得の限界効用項を1に特定化したプロビットモデルであり、支払意思額の分散は各個人において一定であるという強い仮定を置くこととなっている。

しかし、支払意思額の分散は個人属性に依存し、属性毎に異なると考えることがより一般的であろう。評価対象となる財に日頃から慣れ親しんでいる個人とそうでない個人を考えた場合、支払意思額の分散に有意な差が生じてもおかしくはない。個人属性の変化に依存して支払意思額の分散が変動する場合（支払意思額に異質分散性がある場合）、均質分散を仮定したモデルを用いると、異質分散性を考慮したモデルに比べてモデルの適合度が低くなり、推計された支払意思額の信頼性が低下するものと考えられる。また、均質分散を仮定したモデルに基づいて個人の支払意思額や集計化された推計便益の信頼区間を推定したとしても、それ自体の信頼性は疑わしいものとなる。従って、少なくとも支払意思額に異質分散性を考慮しようという信頼区間推定法の提示が必要であろうと考える。そして、それが解析的な手続きで定式化可能であれば、操作性が高いという意味でより望ましいであろう。

そこで、本章では、SPデータを基にした便益計量化手法としてCECVMに着目し、個人の支払意思額の異質分散性を考慮したCECVMモデルを定式化する。ここでは、所得の限界効用項が個人の属性に依存していることを仮定することで、均質分散性の制約を与えることなく、異質分散性を考慮した標準的な離散選択モデル(プロビットモデル)を定式化する。このことにより、個人の支払意思額の平均および分散の推定量は異質分散性を考慮した推定量として定式化される。さらに、異質分散性を考慮した推計便益(個人の支払意思額平均値)の信頼区間推定法の開発を行う。一方、CECVMをもとにした個人の支払意思額平均値の推定量も非線形関数となることから、離散選択モデルの推計結果から得られるパラメータが漸近正規性を有することを利用した信頼区間推定法を示す。また、CECVMによる個人の支払意思額平均値推定量においては解析的な信頼区間推定法の定式化が可能であることを示す。

具体的には、第4.2節において、異質分散性を考慮したCECVMモデルの定式化および便益計量化のための基礎モデルの定式化を行い、個人の支払意思額平均値の信頼区間推定法として(1)解析法による信頼区間推定法の定式化が可能であることを示す。また、第3章同様に(2)テラー展開およびエッジワース展開を用いた解析的な近似法を提示し、次いで(3)シミュレーション法として多変量正規乱数を適用したパラメトリック・シミュレーション法を提示する。第4.3節では、定式化した信頼区間推定法の有用性を検証することを目的として、モンテカルロ法によって得た仮想的なデータを用いて離散選択モデルの推定を行う

とともに，実際に個人の支払意思額平均値の信頼区間を算定し，解析法から得られた信頼区間推計結果を基準として各々の手法の適用可能性に関して検証を行う．第4.4節では実証データを基にした検証を行い，第4.5節で本章で得た知見をとりまとめる．

4.2 SPデータを基にした推計便益の信頼区間推定法の定式化

4.2.1 離散選択モデルを用いたCVMモデルの定式化

(1) 異質分散性を考慮したランダム効用モデル

離散選択モデルを用いたCVMモデル(CECVM)としてプロビットモデル(Probit Model)^{6, 7, 8)}をもとに，支払意思額の分散が個人属性に依存し属性毎に異なると考えた場合の，個人の均質分散性の制約を与えない異質分散性を考慮したCECVMモデルを定式化する^{9, 10, 11, 12)}．

現状の環境質を Q_0 ，プロジェクトによる改善後の環境質を Q_1 とし，このような環境質改善に対する個人の支払意思額の分布を推計する．いま，個人 n が環境質 Q_1 の享受を望む場合には c_n の支出が必要となるものとする．個人 n の将来(事後)の所得は，現在の所得を Y_n とすると，将来の所得 Y_{1n} は式(4.1)，式(4.2)のように定義される．

$$Y_{1n} = Y_n - c_n \quad (4.1)$$

$$Y_{0n} = Y_n \quad (4.2)$$

ここで，改善後の環境質 Q_1 の享受を望む($i = 1$)，現状の環境質 Q_0 を望む($i = 0$)と設定している．さらに，個人の属性を $Z_n = (z_{1n}, \dots, z_{Jn})$ とし，個人 n の環境質に対する選択行動を次のような効用最大化行動としてモデル化する．

$$\max_{i \in \{0,1\}} U_{in}(Q_i, Z_n, Y_{in}) \quad (4.3)$$

U_{in} は選択肢 i を選択した場合の効用であり，式(4.4)のように確率変動項 ε_{in} と確定効用項 V_{in} に区分されるものとする．

$$U_{in}(Q_i, Z_n, Y_{in}) = V_{in}(Q_i, Z_n, Y_{in}) + \varepsilon_{in} \quad (4.4)$$

今， V_{in} が所得に関して準線形であるものと仮定する．異質分散性を考慮したランダム効用モデルとして，所得の限界効用項に環境財へのアクセス頻度やアクセス距離を想定した個人属性の違いを考慮すると，確定効用項 V_{in} は式(4.5)のように特定化される．

$$V_{in} = \sum_{j=1}^{d_1} a_j(Q_i) z_{ajn} + \sum_{j=1}^{d_2} \beta_j z_{\beta jn} Y_{in} \quad (4.5)$$

ここで個人属性は $Z_n = (z_{\alpha 1n}, \dots, z_{\alpha d_1 n}, z_{\beta 1n}, \dots, z_{\beta d_2 n})$ の2つに区分されている．

選択肢間の効用差は式(4.6)で示される．

$$\begin{aligned}\Delta U_n = U_{1n} - U_{0n} &= V_{1n} - V_{0n} + \varepsilon_{1n} - \varepsilon_{0n} \\ &= \sum_{j=1}^{d_1} \alpha_j z_{\alpha j n} - \sum_{j=1}^{d_2} \beta_j z_{\beta j n} c_n + \varepsilon_n\end{aligned}\quad (4.6)$$

ここで， $\sum_{j=1}^{d_1} \alpha_j z_{\alpha j n} = \sum_{j=1}^{d_1} a_j(Q_1) z_{a j n} - \sum_{j=1}^{d_1} a_j(Q_0) z_{a j n}$ である．

$\varepsilon_n = \varepsilon_{1n} - \varepsilon_{0n}$ が正規分布(平均0, 分散 σ^2)に従うものと仮定すると, 個人 n の選択確率 P_{1n} は式(4.7)のプロビットモデルとして定式化される．

$$P_{1n} = \Phi\left(\frac{V_{1n} - V_{0n}}{\sigma}\right) = \Phi\left(\frac{\sum_{j=1}^{d_1} \alpha_j z_{\alpha j n} - \sum_{j=1}^{d_2} \beta_j z_{\beta j n} c_n}{\sigma}\right)\quad (4.7)$$

$$P_{0n} = 1 - P_{1n}\quad (4.8)$$

ここで Φ は標準正規分布の分布関数である．

この際, 誤差項 ε_n の標準偏差 σ と α_j および β_j とは分離可能ではない．そのため, 通常 $\sigma = 1$ の規格化条件を用いてパラメータ推計が行われる．しかし, 次目で述べるように, パラメータを $\alpha'_j = \alpha_j/\sigma$ と $\beta'_j = \beta_j/\sigma$ と置換することによっても, 最尤推定法を適用することでパラメータの最尤推定量 $\theta = (\alpha'_1, \dots, \alpha'_{d_1}, \beta'_1, \dots, \beta'_{d_2})$ を求めることが可能である．なお, ここでは効用関数に均質分散性を仮定しているが, 次目に示す支払意思額の平均値と分散の推定量の定式化によって, 支払意思額の推定量に異質分散性が考慮されることとなる．

(2) 個人の支払意思額平均値の推定量

個人 n の環境質改善に対する支払意思額を $S(Z_n)$ とする．また, 個人 n の支払意思額の分布関数を $G(s|Z_n)$ とする．

もし個人の支払意思額 $S(Z_n)$ が提示額 c_n より小さければ, [いいえ]と答えることに着目すると, 個人の支払意思額の分布関数 $G(s|Z_n)$ の値は, 個人の支払意思額 $S(Z_n)$ が特定の支払意思額 $s(= c_n)$ より小さいという確率を示している．

それゆえ, $G(s|Z_n)$ は $P_{0n}(s|Z_n)$ と同値である．

$$\begin{aligned}G(s|Z_n) = P_{0n}(s = c_n|Z_n) &= 1 - P_{1n}(s|Z_n) \\ &= 1 - \Phi\left(\sum_{j=1}^{d_1} \alpha'_j z_{\alpha j n} - \sum_{j=1}^{d_2} \beta'_j z_{\beta j n} s\right)\end{aligned}\quad (4.9)$$

次に, 個人の支払意思額の平均, 分散の点推定量の定式化を行う．

プロビットモデルの推計パラメータを $\theta = (\alpha'_1, \dots, \alpha'_{d_1}, \beta'_1, \dots, \beta'_{d_2})$ とすると, 異質分散性を考慮した個人 n の支払意思額の平均値 $\mu(Z_n, \theta)$ と分散 $V(Z_n, \theta)$ の推定量は式(4.10), (4.11)

として定式化される．

$$\begin{aligned}\mu(Z_n, \theta) &= \int_{-\infty}^{\infty} s \, dG(s|Z_n, \theta) \\ &= \frac{\sum_{j=1}^{d_1} \alpha'_j z_{\alpha jn}}{\sum_{j=1}^{d_2} \beta'_j z_{\beta jn}} = \frac{\sum_{j=1}^{d_1} \alpha_j z_{\alpha jn}}{\sum_{j=1}^{d_2} \beta_j z_{\beta jn}}\end{aligned}\quad (4.10)$$

$$\begin{aligned}V(Z_n, \theta) &= \int_{-\infty}^{\infty} [s - \mu(Z_n, \theta)]^2 \, dG(s|Z_n, \theta) \\ &= \frac{1}{\sum_{j=1}^{d_2} \beta'_j z_{\beta jn}} = \frac{\sigma^2}{\sum_{j=1}^{d_2} \beta_j z_{\beta jn}}\end{aligned}\quad (4.11)$$

このように，個人の支払意思額の平均値と分散は α'_j ， β'_j の関数となり， σ が α_j ， β_j と独立に求まらなくとも通常のプロビットモデルにより点推計値を求めることが可能である（ロジットモデルにおいても同様）．

また，式(4.10)，(4.11)は個人属性を内在化させることで，個人属性の違いに依存した支払意思額の平均値，分散の推定を可能としている．このことは個人の支払意思額の分散は一定（均質分散性）と仮定してきた従来の研究^{4, 5, 13, 14, 15)}とは異なり，当推定量が支払意思額の異質分散性を考慮しうることを示している．なお，式(4.10)，(4.11)において，所得の限界効用項が β'_1 のみを考えた場合，Cameronらの式^{4, 5)}と一致する．

さらに，式(4.10)の個人の支払意思額平均値の推定量に着目する限り，以降の議論は同様な展開を行うことでロジットモデルにも適用可能である（個人の支払意思額平均値の推定量については「付録 C」参照）．

(3) 個人の支払意思額平均値の信頼区間

式(4.10)の個人の支払意思額平均値の推定量は，推計パラメータ θ の確率変数である．そのため， $\overline{\mu_n}$ および $\underline{\mu_n}$ を個人の支払意思額平均値の $(1 - \alpha) \times 100\%$ 信頼上限，信頼下限とすると，個人の支払意思額平均値の信頼限界は式(4.12)，式(4.13)を満たすものとして定式化される．

$$P\{\mu(Z_n, \theta) \geq \overline{\mu_n}\} = \alpha/2 \quad (4.12)$$

$$P\{\mu(Z_n, \theta) \leq \underline{\mu_n}\} = \alpha/2 \quad (4.13)$$

なお，式(4.10)の場合，個人の推定量が θ の非線形関数となっていることから，解析的な信頼区間（信頼限界）の直接推計が困難となっている．

4.2.2 解析法による個人の支払意思額平均値の信頼区間推定法

第3章の個人のオプション価格推定量とは異なり，本章におけるCECVMによる個人の支払意思額平均値の推定量は，解析的な信頼区間推定法の定式化が可能である．以下，解析法による個人の支払意思額平均値の信頼区間推定法を提案する．

$\overline{\mu}_n$ と $\underline{\mu}_n$ を個人の支払意思額平均値の $(1 - \alpha) \times 100\%$ の信頼区間の上方限界，下方限界とする．一方，所得の限界効用が正であることから， $\sum_{j=1}^{d_2} \beta'_j z_{\beta jn}$ が正となることに留意すると， $\overline{\mu}_n$ と $\underline{\mu}_n$ は式(4.14)，(4.15)を満足する．

$$P\{\mu(Z_n, \theta) \geq \overline{\mu}_n\} = P\left(\frac{\sum_{j=1}^{d_1} \alpha'_j z_{\alpha jn}}{\sum_{j=1}^{d_2} \beta'_j z_{\beta jn}} \geq \overline{\mu}_n\right) = P\{T(\overline{\mu}_n) \geq 0\} = \alpha/2 \quad (4.14)$$

$$P\{\mu(Z_n, \theta) \leq \underline{\mu}_n\} = P\left(\frac{\sum_{j=1}^{d_1} \alpha'_j z_{\alpha jn}}{\sum_{j=1}^{d_2} \beta'_j z_{\beta jn}} \leq \underline{\mu}_n\right) = P\{T(\underline{\mu}_n) \leq 0\} = \alpha/2 \quad (4.15)$$

ここで，

$$T(\mu_n) = \sum_{j=1}^{d_1} \alpha'_j z_{\alpha jn} - \sum_{j=1}^{d_2} \beta'_j z_{\beta jn} \mu_n \quad (4.16)$$

である．

また， $\hat{\theta} = (\hat{\alpha}'_1, \dots, \hat{\alpha}'_{d_1}, \hat{\beta}'_1, \dots, \hat{\beta}'_{d_2})$ はプロビットパラメータの点推定値， $Var(\cdot)$ ， $COV(\cdot)$ は推定パラメータの分散共分散行列 $\Sigma(\hat{\theta})$ の成分を示すすると， $T(\mu_n)$ は平均 $M(\mu_n)$ と分散 $V(\mu_n)$ を有する正規分布に従うことから，式(4.17)，(4.18)を得る．

$$M(\mu_n) = \sum_{j=1}^{d_1} \hat{\alpha}'_j z_{\alpha jn} - \sum_{j=1}^{d_2} \hat{\beta}'_j z_{\beta jn} \mu_n \quad (4.17)$$

$$\begin{aligned} V(\mu_n) = & \sum_{j=1}^{d_1} z_{\alpha jn}^2 Var(\alpha'_j) + 2 \sum_{i=1}^{d_1-1} \sum_{j=i+1}^{d_1} z_{\alpha in} z_{\alpha jn} COV(\alpha'_i, \alpha'_j) - 2\mu_n \sum_{i=1}^{d_1} \sum_{j=1}^{d_2} z_{\alpha in} z_{\beta jn} COV(\alpha'_i, \beta'_j) \\ & + 2\mu_n^2 \sum_{i=1}^{d_2-1} \sum_{j=i+1}^{d_2} z_{\beta in} z_{\beta jn} COV(\beta'_i, \beta'_j) + \mu_n^2 \sum_{j=1}^{d_2} z_{\beta jn}^2 Var(\beta'_j) \end{aligned} \quad (4.18)$$

式(4.14)～(4.18)から，信頼限界 $\overline{\mu}_n$ と $\underline{\mu}_n$ の信頼区間 $(1 - \alpha) \times 100\%$ は式(4.19)，(4.20)を満足する．

$$\begin{aligned} \alpha/2 &= \int_0^\infty \frac{1}{\sqrt{2\pi V(\overline{\mu}_n)}} \exp\left(-\frac{[t - M(\overline{\mu}_n)]^2}{2V(\overline{\mu}_n)}\right) dt \\ &= \int_{M(\overline{\mu}_n)/\sqrt{V(\overline{\mu}_n)}}^\infty \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) dx \end{aligned} \quad (4.19)$$

$$\alpha/2 = \int_{-\infty}^{-M(\underline{\mu}_n)/\sqrt{V(\underline{\mu}_n)}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) dx \quad (4.20)$$

確率 $\alpha/2$ を与える値を $U_{\alpha/2}$ とすると、個人の支払意思額平均値の信頼限界 $\overline{\mu_n}$ と $\underline{\mu_n}$ の推定量は式(4.21)を解くことによって求められる。

$$U_{\alpha/2} = M(\mu_n) / \sqrt{V(\mu_n)} \quad (4.21)$$

以上をもとに個人の支払意思額平均値の解析法による信頼区間(信頼限界)推定量は式(4.22)、(4.23)として求まる。

$$\overline{\mu_n} = \max \left(\frac{-b + \sqrt{b^2 - ac}}{a}, \frac{-b - \sqrt{b^2 - ac}}{a} \right) \quad (4.22)$$

$$\underline{\mu_n} = \min \left(\frac{-b + \sqrt{b^2 - ac}}{a}, \frac{-b - \sqrt{b^2 - ac}}{a} \right) \quad (4.23)$$

ここで、

$$\begin{aligned} a &= U_{\alpha/2}^2 \cdot \left[\sum_{i=1}^{d_2} z_{\beta in}^2 \text{Var}(\beta'_i) + 2 \sum_{j=1}^{d_2-1} \sum_{k=j+1}^{d_2} z_{\beta jn} z_{\beta kn} \text{COV}(\beta'_j, \beta'_k) \right] - \left[\sum_{i=1}^{d_2} \hat{\beta}'_i z_{\beta in} \right]^2 \\ b &= -U_{\alpha/2}^2 \cdot \left[\sum_{i=1}^{d_1} \sum_{j=1}^{d_2} z_{\alpha in} z_{\beta jn} \text{COV}(\alpha'_i, \beta'_j) \right] + \left[\sum_{i=1}^{d_1} \sum_{j=1}^{d_2} z_{\alpha in} z_{\beta jn} \hat{\alpha}'_i \hat{\beta}'_j \right] \\ c &= U_{\alpha/2}^2 \cdot \left[\sum_{i=1}^{d_1} z_{\alpha in}^2 \text{Var}(\alpha'_i) + 2 \sum_{j=1}^{d_1-1} \sum_{k=j+1}^{d_1} z_{\alpha jn} z_{\alpha kn} \text{COV}(\alpha'_j, \alpha'_k) \right] - \left[\sum_{i=1}^{d_1} \hat{\alpha}'_i z_{\alpha in} \right]^2 \end{aligned}$$

一方、個人の支払意思額平均値の中央値は、定式化した信頼区間(信頼限界)推定量をもとに $U_{0.5} = 0$ を適用することで、式(4.24)として求まる。

$$\mu_{n0.5} = \frac{-b}{a} = \frac{\sum_{j=1}^{d_1} \alpha'_j z_{\alpha jn}}{\sum_{j=1}^{d_2} \beta'_j z_{\beta jn}} \quad (4.24)$$

また、上述の式展開は、異質分散性を考慮しない、通常の所得の限界効用項が β' のみの場合においても同様に適用可能である。

4.2.3 近似法による個人の支払意思額平均値の信頼区間推定法

次に、第3章同様に、非線形関数である個人の支払意思額平均値の推定量について、近似法に基づく信頼区間推計法を定式化する¹⁶⁾。

(1) テーラー展開に基づく信頼区間推定法

プロビットモデルでは、パラメータの点推定量 $\hat{\theta} = (\hat{\alpha}'_1, \dots, \hat{\alpha}'_{d_1}, \hat{\beta}'_1, \dots, \hat{\beta}'_{d_2})$ [異質分散性を考慮しない場合は $\hat{\theta} = (\hat{\alpha}'_1, \dots, \hat{\alpha}'_{d_1}, \hat{\beta}')$]と分散共分散行列 $\Sigma(\hat{\theta})$ が推計される。最尤推定法をもとに求められた推計パラメータは漸近的に、平均 $\hat{\theta}$ と分散共分散行列 $\Sigma(\hat{\theta})$ の多変量正規分布

で示される．パラメータの数を d とすると，個人の支払意思額平均値の期待値と分散は次式から求められる．

$$E[\mu(Z_n)] = \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} \mu(\theta|Z_n) \phi(\theta) d\theta_1 \dots d\theta_d \quad (4.25)$$

$$V[\mu(Z_n)] = \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} \{\mu(\theta|Z_n) - E[\mu(Z_n)]\}^2 \phi(\theta) d\theta_1 \dots d\theta_d \quad (4.26)$$

ここで， ϕ は多変量正規分布の確率密度関数である．

ただし，この場合， $\mu(\theta|Z_n)$ が θ の非線形関数であることから， $E[\mu(Z_n)]$ と $V[\mu(Z_n)]$ の近似解を求めることを目的に， $\mu(\theta|Z_n)$ を $\hat{\theta}$ の周りでテーラー展開した2次近似式をもとに定式化を進める．

$$\mu(\theta|Z_n) \approx \mu(\hat{\theta}|Z_n) + \sum_{i=1}^d C_i(\theta_i - \hat{\theta}_i) + \frac{1}{2}(\theta_i - \hat{\theta}_i)^t H(\theta_i - \hat{\theta}_i) \quad (4.27)$$

ここで，

$$C_i = \left. \frac{\partial \mu(\theta|Z_n)}{\partial \theta_i} \right|_{\theta_i = \hat{\theta}_i}, \quad H = \left. \frac{\partial^2 \mu(\theta|Z_n)}{\partial \theta_i \partial \theta_j} \right|_{\theta_i = \hat{\theta}_i}$$

式(4.27)の近似式をもとに，個人の支払意思額平均値の期待値の近似値 $E[\mu(\widetilde{Z}_n)]$ と分散の近似値 $V[\mu(\widetilde{Z}_n)]$ が求まる．

個人の支払意思額の平均値の分布形は未知であるが，サンプル数が十分大きい場合，パラメータ θ は多変量正規分布に漸近する．しかしながら，個人の支払意思額の平均値はパラメータ θ の非線形関数であるから，漸近正規性を必ずしも持たない．このため，平均，分散のみを用いて個人の支払意思額の平均値の信頼区間を近似すると十分な精度が得られる保証はないが，近似として漸近正規性を有する場合と同様に，個人の支払意思額平均値が平均 $E[\mu(Z_n)]$ と分散 $V[\mu(Z_n)]$ を有した正規分布をなすものと仮定して信頼区間を求める． $z_{\alpha/2}$ を標準正規分布の片側 $\alpha/2$ 確率を与える値とすると，個人の支払意思額平均値の期待値の近似値 $E[\mu(\widetilde{Z}_n)]$ の $(1 - \alpha) \times 100\%$ 信頼区間は式(4.28)をもとに求めることが可能となる．

$$\left[Lower_{E[\mu(\widetilde{Z}_n)]}, Upper_{E[\mu(\widetilde{Z}_n)]} \right] \quad (4.28)$$

ここで，

$$Lower_{E[\mu(\widetilde{Z}_n)]} = E[\mu(\widetilde{Z}_n)] - z_{\alpha/2} \sqrt{V[\mu(\widetilde{Z}_n)]}$$

$$Upper_{E[\mu(\widetilde{Z}_n)]} = E[\mu(\widetilde{Z}_n)] + z_{\alpha/2} \sqrt{V[\mu(\widetilde{Z}_n)]}$$

ただし，当推定量は上述のとおり対称分布を仮定した信頼区間推定量である．

(2) エッジワース展開に基づく信頼区間推定法

エッジワース展開を用いた個人の支払意思額平均値の信頼区間推定量は，前述第3.2.2項(2)における導出式をもとに定式化を行う．

個人の支払意思額平均値の母分散は未知であることから，プロビットパラメータ数を d とし，式(4.29)～式(4.31)を定義する¹⁷⁾．

$$A(\theta) = \mu(\theta|Z_n) - \mu(\hat{\theta}|Z_n) \quad (4.29)$$

$$a_{i_1 \dots i_j} = \frac{\partial^j A(\theta)}{\partial \theta_{i_1} \dots \partial \theta_{i_j}} \Big|_{\theta=\hat{\theta}} \quad (4.30)$$

$$\sigma_{i_1 \dots i_j} = E \left[(\theta_{i_1} - \hat{\theta}_{i_1}) \dots (\theta_{i_j} - \hat{\theta}_{i_j}) \right] \quad (4.31)$$

以上をもとに， $n^{-j/2}$ のオーダーまでの個人の支払意思額平均値の分布関数のエッジワース展開は式(4.32)として定式化される．

$$P(S_n \leq x) = \Phi(x) + n^{-1/2} \left(-[A_1 \sigma'^{-1} + \frac{1}{6} A_2 \sigma'^{-3} (x^2 - 1)] \right) \phi(x) + o(n^{-1/2}) \quad (4.32)$$

ここで， $\Phi(x)$ は標準正規分布の分布関数であり，

$$A_1 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^d \sum_{j=1}^d a_{ij} \sigma_{ij} \quad (4.33)$$

$$\sigma'^2 = \sum_{i=1}^d \sum_{j=1}^d a_i a_j \sigma_{ij} \quad (4.34)$$

$$A_2 = \sum_{i=1}^d \sum_{j=1}^d \sum_{k=1}^d a_i a_j a_k \sigma_{ijk} + 3 \sum_{i=1}^d \sum_{j=1}^d \sum_{k=1}^d \sum_{l=1}^d a_i a_j a_k a_l \sigma_{ik} \sigma_{jl} \quad (4.35)$$

である．

エッジワース分布が求められた場合，コーニッシュ-フィッシャー展開より，個人の支払意思額平均値の片側 $\alpha/2$ 確率を与える漸近展開値の下限值 $w_{L(\alpha/2)}$ および上限値 $w_{U(\alpha/2)}$ は，式(4.36)，(4.37)より求まる．

$$w_{L(\alpha/2)} = -z_{\alpha/2} + n^{-1/2} \left(A_1 \sigma'^{-1} + \frac{1}{6} A_2 \sigma'^{-3} [(-z_{\alpha/2})^2 - 1] \right) + o(n^{-1/2}) \quad (4.36)$$

$$w_{U(\alpha/2)} = z_{\alpha/2} + n^{-1/2} \left(A_1 \sigma'^{-1} + \frac{1}{6} A_2 \sigma'^{-3} [(z_{\alpha/2})^2 - 1] \right) + o(n^{-1/2}) \quad (4.37)$$

ここで， $-z_{\alpha/2}$ および $z_{\alpha/2}$ は，標準正規分布の片側 $\alpha/2$ 確率を与える値である．

以上をもとに，エッジワース展開およびコーニッシュ-フィッシャー展開を用いた個人の支払意思額平均値の $(1 - \alpha) \times 100\%$ 信頼区間は式(4.38)より求められる．

$$\left[Lower_{\mu(\hat{\theta}|Z_n)}, Upper_{\mu(\hat{\theta}|Z_n)} \right] \quad (4.38)$$

ここで，

$$\begin{aligned} Lower_{\mu(\hat{\theta}|Z_n)} &= \mu(\hat{\theta}|Z_n) + w_{L(\gamma/2)}\sqrt{\sigma'} \\ Upper_{\mu(\hat{\theta}|Z_n)} &= \mu(\hat{\theta}|Z_n) + w_{U(\gamma/2)}\sqrt{\sigma'} \end{aligned}$$

一方，式(4.32)のエッジワース分布は分布に3次のキュムラント(歪度)が考慮されていることから，対称分布とは異なり個人の支払意思額平均値の中央値を求める必要がある．個人の支払意思額平均値の中央値は式(4.39)より求まる．

$$Median_{\mu(\hat{\theta}|Z_n)} = \mu(\hat{\theta}|Z_n) + w_{(0.5)}\sqrt{\sigma'} \quad (4.39)$$

ここで，

$$w_{(0.5)} = z_{0.5} + n^{-1/2} \left(A_1 \sigma'^{-1} + \frac{1}{6} A_2 \sigma'^{-3} [(z_{0.5})^2 - 1] \right) + o(n^{-1/2})$$

なお，実際の計算においては繰返し計算を行わないため， $n = 1$ を適用する．

4.2.4 シミュレーション法による個人の支払意思額平均値の信頼区間推定法

次に，第3章同様に，非線形関数である個人の支払意思額平均値の推定量について，シミュレーション法に基づく信頼区間推計法を定式化する．シミュレーション法としては，個人の支払意思額平均値の推定量に対し，多変量正規乱数を適用したパラメトリック・シミュレーション法を提示する．

推計されたプロビットパラメータは漸近的に多変量正規分布である．そのため，個人の支払意思額平均値の推定量について，式(4.40)から発生させた多変量正規乱数を適用することで，式(4.41)の個人の支払意思額平均値のシミュレーション値 $\mu^*(\theta^*|Z_n)$ が推計される．

$$\theta^* = random\{MVN[\hat{\theta}, \Sigma(\hat{\theta})]\} \quad (4.40)$$

$$\mu^*(\theta^*|Z_n) = \frac{\sum_{j=1}^{d_1} \alpha_j'^* z_{jn}}{\sum_{j=1}^{d_2} \beta_j'^* z_{jn}} \quad (4.41)$$

ここで MVN は，平均 $\hat{\theta}$ と分散共分散行列 $\Sigma(\hat{\theta})$ を有する多変量正規分布である．

乱数を任意に R 回発生させることで， $\mu^*(\theta^*|Z_n)$ の分布が形成される． $\mu^*(\theta^*|Z_n)$ の推計値をもとに，順列評価を行い， $R/2$ 番目の推計値が中央値であり， $(1 - \alpha) \times 100\%$ 信頼区間は $\alpha/2 \times R$ 番目が信頼下限， $(1 - \alpha/2) \times R$ 番目が信頼上限となる．

なお，乱数の発生回数 R は1000程度(以上)において，安定した推計結果が得られることが報告されている²⁾．

4.3 仮想データを用いた数値検証

本節では、前節までに定式化した信頼区間推定法について、仮想データを用いた数値検証を行ない、解析法および近似法(テラー展開, エッジワース展開), シミュレーション法(パラメトリック・シミュレーション法)から求められる信頼区間の推定精度について考察する。

仮想データをもとに検証を行うのは、CECVMモデルをもとに、サンプル数を一定とし調査精度(誤差項)を変化させたケースおよび調査精度を一定としサンプル数を変化させたケースの2ケースである。

- ・調査精度を変化させたケース
- ・サンプル数を変化させたケース

また、数値検証に用いるCECVMモデルの効用差関数は簡単のため式(4.42)を用いる。

$$\Delta U_n = U_{1n} - U_{0n} = \alpha_1 + \alpha_2 z_n - \beta c_n + \varepsilon_n \quad (4.42)$$

4.3.1 調査精度を変化させたケース

1) 仮想データの概要

調査精度を変化させたケースの仮想データは、モンテカルロ法をもとに表4.1に示す設定条件より作成している。また、回答結果は設定した仮想パラメータと発生させた各個人の仮想データより作成している。

なお、調査精度を変化させたケースで設定したデータセットは誤差項のスケールパラメータを $\sigma = 1.0, 1.5, 2.0, 3.0$ に変化させた4ケースである。

表4.1 仮想データの概要
(調査精度を変化させたケース)

変数	乱数	レンジ
z_n 個人属性	一様乱数	0 ~ 10
c_n 提示負担額	任意設定	1 ~ 10 (1間隔)
ε_n 誤差項	正規乱数	$(\mu, \sigma) = (0, 1.0), (0, 1.5), (0, 2.0), (0, 3.0)$
N サンプル数		500
仮想パラメータ		$\alpha_1 = 3.0, \alpha_2 = -0.1, \beta = 0.5$

2) 数値事例による検証結果

設定した仮想データをもとに構築したモデルの推定結果を表4.2に示す。構築したモデルは仮想データを適用していることから、各パラメータの t 値、尤度比等の統計指標は有意であり、パラメータの符号条件も一致している(個人属性は距離等を想定している)。また、各パラメータは基準化して推計されることから、仮想パラメータの概ね $1/\sigma$ の推計結果となっている。なお、モデルの推計精度は、 σ の増加とともに、誤差項の分散(σ^2)が大きくなることから、尤度比、的中率とも σ の増加とともに統計精度は低下している。

構築したモデル結果をもとに、各データセット毎の個人の支払意思額平均値の中央値および95%信頼区間推計を行った結果を表4.3に示す。さらに、近似法(テラー展開、エッジワース展開)による個人の支払意思額平均値の確率密度関数およびパラメトリック・シミュレーション法($R = 50000$)による再現分布結果を図4.1に示した。

以下、各信頼区間推定法の有用性検証の考察に際しては、本章で提示したCECVMモデルの信頼区間推定法として解析法が定式化可能であったことから、解析法から得られた結果を基準に、他の信頼区間推定法の有用性について比較検証を行う。

信頼区間推計結果について全体的な傾向を整理すると、個人の支払意思額平均値は全モデルにおいて概ね5.0程度で推計されている。また、信頼区間のレンジおよび変動率(レンジ/中央値)は、 σ が大きなモデルになるに従い、その推計精度は低下していく。このことは、図4.1からも明らかである。

各信頼区間推定法毎に結果の特性を整理すると、解析法はCECVMにおける個人の支払意思額平均値の信頼区間を解析的に求めることが可能な推定量であり、原則、本章で提示したCECVMモデルをもとに信頼区間を求める場合は、当推定量を適用することが妥当である。以下、解析法から得た結果を基準に他の信頼区間推定法の特性について考察する。

テラー展開は個人の支払意思額平均値の推定量の2次近似式をもとに対称分布(正規分布)を仮定した信頼区間推計法であるが、得られた中央値はモデル全体を通して解析法より過小推計となっている。このことは、テラー近似の2次項の影響と考えられる。一方で、 σ が小さなモデルになるに従い、中央値および信頼限界値は解析法の結果に近づいていく。

エッジワース展開は、推定量の3次のキウムラント(分布の歪度)までを考慮した信頼区間推定法であり、表4.3の片側2.5%確率を与える漸近展開値から分布は左側に歪んだ信頼区間推計結果となっている。また、エッジワース展開から求められた中央値は全モデルを通して解析法の結果と一致している。一方、信頼区間のレンジは解析法より過小推計となっているが、 σ が小さなモデルになるに従い信頼限界値も解析法の結果に近づいていく。

パラメトリック・シミュレーション法では、一般的に乱数発生回数 $R = 1000$ で十分との知見があるが、漸近特性をより厳密に把握することを目的に $R = 50000$ を実施している。シ

表4.2 モデル推計結果
(調査精度を変化させたケース)

σ		1.0	1.5	2.0	3.0
$\hat{\alpha}_1$	定数項	3.793	2.351	1.774	1.094
	(t 値)	(11.38)	(10.84)	(9.40)	(6.56)
$\hat{\alpha}_2$	個人属性	-0.119	-0.103	-0.082	-0.040
	(t 値)	(-4.09)	(-4.48)	(-3.89)	(-2.02)
$\hat{\beta}$	所得項 (提示負担額)	0.633	0.362	0.269	0.176
	(t 値)	(12.88)	(12.86)	(11.15)	(8.30)
ρ^2	尤度比	0.586	0.345	0.228	0.111
<i>HitRatio</i>	的中率	0.868	0.794	0.718	0.676
N	サンプル数	500	500	500	500
$\Sigma(\hat{\theta})$	$\hat{\sigma}_{\alpha_1\alpha_1}$	0.11106	0.04700	0.03561	0.02780
	$\hat{\sigma}_{\alpha_1\alpha_2}$	-0.00638	-0.00343	-0.00265	-0.00205
	$\hat{\sigma}_{\alpha_1\beta}$	0.01434	0.00484	0.00348	0.00255
	$\hat{\sigma}_{\alpha_2\alpha_2}$	0.00085	0.00053	0.00045	0.00038
	$\hat{\sigma}_{\alpha_2\beta}$	-0.00043	-0.00014	-0.00008	-0.00002
	$\hat{\sigma}_{\beta\beta}$	0.00242	0.00079	0.00058	0.00045

表4.3 個人の支払意思額平均値の中央値および信頼区間推計結果
(調査精度を変化させたケース)

注1) ()内の数値は標準正規分布またはエッジワース分布の片側2.5%を与える値

注2) 変動率は[レンジ/中央値]より算定

注3) z_n には各仮想データ毎の平均値を適用

$\sigma=1.0$ モデル		2.5%信頼下限	中央値	2.5%信頼上限	レンジ	変動率
解析法		4.770	5.033	5.295	0.525	0.104
近似法	テラー展開	4.772	5.033	5.293	0.521	0.103
		(-1.960)	(0.000)	(1.960)		
	エッジワース展開	4.773	5.033	5.292	0.519	0.103
		(-1.960)	(0.000)	(1.960)		
シミュレーション法	多変量正規乱数 (R=1000)	4.769	5.033	5.275	0.505	0.100
	多変量正規乱数 (R=50000)	4.770	5.032	5.296	0.526	0.105

$\sigma=1.5$ モデル		2.5%信頼下限	中央値	2.5%信頼上限	レンジ	変動率
解析法		4.672	5.045	5.411	0.739	0.147
近似法	テラー展開	4.678	5.044	5.410	0.733	0.145
		(-1.960)	(0.000)	(1.960)		
	エッジワース展開	4.676	5.045	5.407	0.731	0.145
		(-1.979)	(0.000)	(1.941)		
シミュレーション法	多変量正規乱数 (R=1000)	4.709	5.049	5.418	0.709	0.140
	多変量正規乱数 (R=50000)	4.672	5.045	5.412	0.740	0.147

$\sigma=2.0$ モデル		2.5%信頼下限	中央値	2.5%信頼上限	レンジ	変動率
解析法		4.563	5.037	5.494	0.931	0.185
近似法	テラー展開	4.575	5.035	5.495	0.920	0.183
		(-1.960)	(0.000)	(1.960)		
	エッジワース展開	4.571	5.037	5.487	0.916	0.182
		(-1.994)	(0.000)	(1.926)		
シミュレーション法	多変量正規乱数 (R=1000)	4.577	5.039	5.495	0.919	0.182
	多変量正規乱数 (R=50000)	4.562	5.037	5.491	0.928	0.184

$\sigma=3.0$ モデル		2.5%信頼下限	中央値	2.5%信頼上限	レンジ	変動率
解析法		4.360	5.063	5.720	1.360	0.269
近似法	テラー展開	4.392	5.057	5.722	1.330	0.263
		(-1.960)	(0.000)	(1.960)		
	エッジワース展開	4.381	5.063	5.702	1.321	0.261
		(-2.024)	(0.000)	(1.896)		
シミュレーション法	多変量正規乱数 (R=1000)	4.320	5.069	5.752	1.432	0.283
	多変量正規乱数 (R=50000)	4.361	5.062	5.725	1.364	0.269

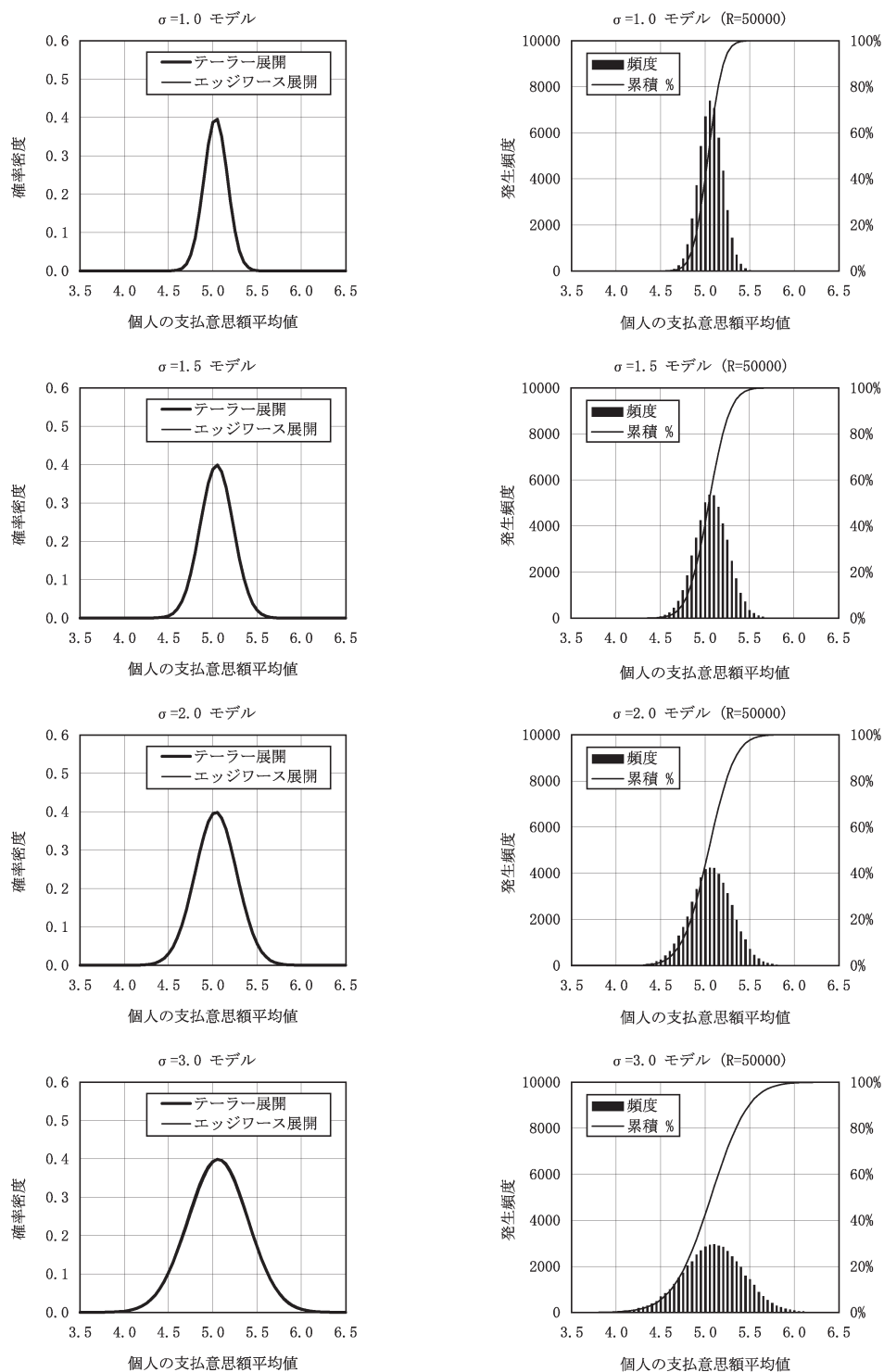


図4.1 近似法による確率密度関数及びパラメトリック・シミュレーション法による再現分布
(調査精度を変化させたケース)

ミュレーション法では結果が一意に求まらない欠点を有するが、 $R = 50000$ は $R = 1000$ に比べ推計過程上高い安定性が見られており、精度あるシミュレーションを行う上では可能な限り R を大きくとることが妥当であると判断している。パラメトリック・シミュレーション法($R=50000$)による推計結果では、表4.3から全モデルを通し中央値は解析法の結果と一致し、信頼限界値も0.001のオーダーで一致している。また、 σ が小さなモデルになるに従い、中央値および信頼区間推計結果が解析法の結果に一致する傾向が顕著である。

4.3.2 サンプル数を変化させたケース

1) 仮想データの概要

数値検証に用いるCECVMモデルの効用差関数は前項同様に式(4.42)を用いる。

サンプル数を変化させたケースの仮想データは、モンテカルロ法をもとに表4.4に示す設定条件から作成している。また、回答結果は前項同様に設定した仮想パラメータと発生させた各個人の仮想データより作成している。

なお、設定したデータセットはサンプル数を $N = 200, 500, 1000, 5000$ に変化させた4ケースである。

表4.4 仮想データの概要
(サンプル数を変化させたケース)

変数	乱数	レンジ
z_n 個人属性	一様乱数	0 ~ 10
c_n 提示負担額	任意設定	1 ~ 10 (1間隔)
ε_n 誤差項	正規乱数	$(\mu, \sigma)=(0, 1.0)$
N サンプル数	200, 500, 1000, 5000	
仮想パラメータ	$\alpha_1=3.0, \alpha_2=-0.1, \beta=0.5$	

2) 数値事例による検証結果

設定した仮想データをもとに構築したモデルの推定結果を表4.5に示す。構築したモデルは仮想データを適用していることから、各パラメータのt値、尤度比等の統計指標は有意であり、パラメータの符号条件も一致している。また、各モデルの分散共分散行列の要素は概ね N^{-1} のオーダーで変化している。

表4.5 モデル推計結果
(サンプル数を変化させたケース)

N		200	500	1000	5000
$\hat{\alpha}_1$	定数項 (t 値)	3.357 (6.83)	3.793 (11.38)	3.118 (16.06)	2.990 (35.49)
$\hat{\alpha}_2$	個人属性 (t 値)	-0.105 (-2.09)	-0.119 (-4.09)	-0.100 (-5.00)	-0.101 (-11.90)
$\hat{\beta}$	所得項(提示負担額) (t 値)	0.558 (8.23)	0.633 (12.88)	0.517 (19.19)	0.495 (43.03)
ρ^2	尤度比	0.533	0.586	0.507	0.481
$HitRatio$	的中率	0.840	0.868	0.856	0.846
$\Sigma(\hat{\theta})$	$\hat{\sigma}_{\alpha_1\alpha_1}$	0.24137	0.11106	0.03770	0.00710
	$\hat{\sigma}_{\alpha_1\alpha_2}$	-0.01723	-0.00638	-0.00256	-0.00049
	$\hat{\sigma}_{\alpha_1\beta}$	0.02739	0.01434	0.00428	0.00080
	$\hat{\sigma}_{\alpha_2\alpha_2}$	0.00254	0.00085	0.00040	0.00007
	$\hat{\sigma}_{\alpha_2\beta}$	-0.00084	-0.00043	-0.00011	-0.00002
	$\hat{\sigma}_{\beta\beta}$	0.00460	0.00242	0.00073	0.00013

表4.6 個人の支払意思額平均値の中央値および信頼区間推計結果
(サンプル数を変化させたケース)

注1) ()内の数値は標準正規分布またはエッジワース分布の片側2.5%を与える値

注2) 変動率は[レンジ/中央値]より算定

注3) z_n には各仮想データ毎の平均値を適用

N=200 モデル		2.5%信頼下限	中央値	2.5%信頼上限	レンジ	変動率
解析法		4.602	5.053	5.508	0.906	0.179
近似法	テラー展開	4.610	5.053	5.496	0.886	0.175
		(-1.960)	(0.000)	(1.960)		
	エッジワース展開	4.615	5.053	5.494	0.880	0.174
		(-1.952)	(0.000)	(1.968)		
シミュレーション法	多変量正規乱数 (R=1000)	4.598	5.056	5.518	0.920	0.182
	多変量正規乱数 (R=50000)	4.602	5.054	5.509	0.908	0.180

N=500 モデル		2.5%信頼下限	中央値	2.5%信頼上限	レンジ	変動率
解析法		4.770	5.033	5.295	0.525	0.104
近似法	テラー展開	4.772	5.033	5.293	0.521	0.103
		(-1.960)	(0.000)	(1.960)		
	エッジワース展開	4.773	5.033	5.292	0.519	0.103
		(-1.960)	(0.000)	(1.960)		
シミュレーション法	多変量正規乱数 (R=1000)	4.769	5.033	5.275	0.505	0.100
	多変量正規乱数 (R=50000)	4.770	5.032	5.296	0.526	0.105

N=1000 モデル		2.5%信頼下限	中央値	2.5%信頼上限	レンジ	変動率
解析法		4.858	5.066	5.273	0.415	0.082
近似法	テラー展開	4.859	5.066	5.272	0.413	0.082
		(-1.960)	(0.000)	(1.960)		
	エッジワース展開	4.859	5.066	5.272	0.413	0.081
		(-1.967)	(0.000)	(1.953)		
シミュレーション法	多変量正規乱数 (R=1000)	4.869	5.067	5.259	0.390	0.077
	多変量正規乱数 (R=50000)	4.858	5.066	5.272	0.414	0.082

N=5000 モデル		2.5%信頼下限	中央値	2.5%信頼上限	レンジ	変動率
解析法		4.923	5.018	5.112	0.188	0.038
近似法	テラー展開	4.924	5.018	5.112	0.188	0.038
		(-1.960)	(0.000)	(1.960)		
	エッジワース展開	4.923	5.018	5.112	0.188	0.037
		(-1.964)	(0.000)	(1.956)		
シミュレーション法	多変量正規乱数 (R=1000)	4.921	5.018	5.110	0.188	0.038
	多変量正規乱数 (R=50000)	4.923	5.018	5.112	0.189	0.038

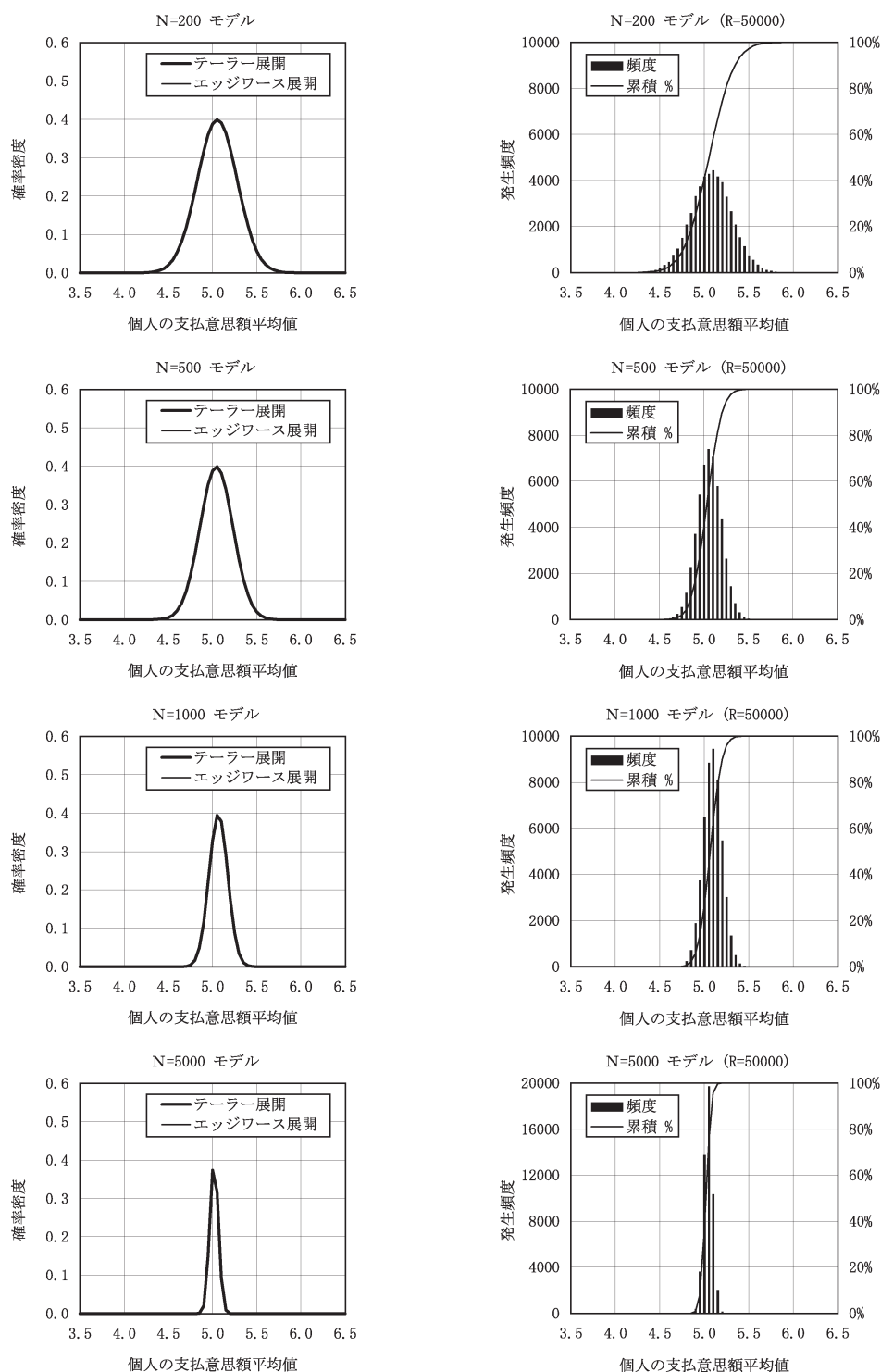


図4.2 近似法による確率密度関数及びパラメトリック・シミュレーション法による再現分布
(サンプル数を変化させたケース)

構築したモデル結果をもとに、各データセット毎の個人の支払意思額平均値の中央値および95%信頼区間推計を行った。結果を表4.6に示す。さらに、近似法(テラー展開・エッジワース展開)による個人の支払意思額平均値の確率密度関数およびパラメトリック・シミュレーション法($R = 50000$)による再現分布結果を図4.2に示した。

以下、各信頼区間推定法の有用性検証の考察に際しては、前項同様に解析法から得られた結果を基準に他の信頼区間推定法の有用性について比較検証を行う。

信頼区間推計結果について全体的な傾向を整理すると、個人の支払意思額平均値は全モデルにおいて概ね5.0程度で推計されている。また、信頼区間のレンジおよび変動率(レンジ/中央値)は、 N が大きなモデルになるに従い、その推計精度は向上していくことが確認できる。このことは、図4.2からも明らかである。

以下、解析法から得た結果を基準に他の信頼区間推定法の実用性について考察する。

テラー展開から得られた中央値は全モデルを通して解析法の結果と一致するが、信頼区間のレンジは解析法に比べ過小推計結果となっている。一方、サンプル数 N が大きなモデルになるに従い、信頼限界値は解析法の結果に一致していく。

エッジワース展開から求められた中央値は全モデルを通して解析法の結果と一致するが、信頼区間のレンジは解析法より過小推計となっている。一方、サンプル数 N が大きなモデルになるに従い信頼限界値は解析法の結果に近づいていき、500サンプル以上のモデルにおいては解析法の結果と0.001のオーダーで一致する。

パラメトリック・シミュレーション法($R=50000$)による推計結果は、表4.6から全モデルを通し中央値および信頼限界値の推計結果は解析法の結果と0.001のオーダーで一致している。

4.4 実データを基にした数値検証

本節では、これまでに定式化したCECVMによる推計便益の信頼区間推定法について、実データを用いることで各種信頼区間推定法の有用性について検証と考察を行う。また、ここでは、個人の支払意思額の異質分散性を考慮したCECVMモデルの実用性についても検証を行う。

4.4.1 調査概要

本節で用いる実データは、平成8年5月に琵琶湖湖岸の複数地点(図4.3参照)を対象として仮想的な水質改善案・水辺整備案についてCVM調査を行った結果を用いる^{11, 12)}。当調査は滋賀県内近郊の住民から452世帯(約900人の参加者)を募集し、実際に現地見学を行うことでCVM調査を行っている。当調査の概要を表4.7に示した。なお、調査の参加者特性

について当時の滋賀県統計値をもとに代表的な母集団特性の比較を行った結果、調査参加者と母集団間では特に大きな乖離は見られていない。

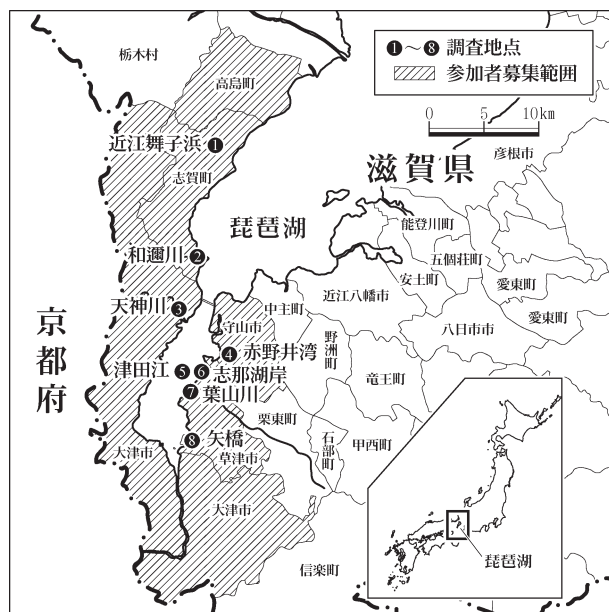


図4.3 調査地点と参加者募集範囲

表4.7 CVM 調査概要

項 目	内 容
CVM 調査内容	琵琶湖周辺の水環境整備案
調査期間	平成8年4月～5月
参加世帯数	452世帯
環境施策案	A：現状維持案 B：水質改善案 C：水辺整備案 D：水質改善・水辺整備案
CVM 調査方法	・現地見学の後、施策案評価 ・評価は仮想ランク法

次に，本調査の被験者のCVM回答方法には仮想ランク法を適用していたことから，順位評価を離散型の回答結果に変換することを目的として，各地点毎の施策案の順位回答を現状維持案(A案)より順位評価が高い場合は[肯定]，順位が低い場合は[否定]との変換を行った．

また，実データによる検討は，所得の限界効用項に均質分散性を仮定した(基本)モデルと異質分散性を仮定した(拡張)モデルの比較検証を行うことも目的とすることから，選択肢間の確定効用差関数として式(4.43)，式(4.44)の2つのモデルケースを設定した．

[基本モデル]

$$\Delta V_n = V_{1n} - V_{0n} = \sum_{j=1}^J \alpha_j z_{jn} - \beta c_n \quad (4.43)$$

[拡張モデル]

$$\Delta V_n = V_{1n} - V_{0n} = \sum_{j=1}^{d_1} \alpha_j z_{\alpha jn} - \sum_{j=1}^{d_2} \beta_j z_{\beta jn} c_n + \varepsilon_n \quad (4.44)$$

以上の設定条件もと，幾つかの基礎モデル検討を踏まえ，代表的なモデル結果として調査地点No.4：赤野井湾，No.7：葉山川河口の環境施策案B：水質改善案に関する分析結果を提示し，以後考察を進める．

4.4.2 数値事例による検証結果

構築したモデル推定結果を表4.8に示す．No.4およびNo.7地点の基本モデル，拡張モデルとも，各パラメータのt値，尤度比，的中率などの統計指標は有意に推計されており，パラメータの符号条件も感覚的に一致する．また，両地点の拡張モデルとも，所得の限界効用項 β_2 に自宅～現地までの対数距離が変数として有意となっている．一方，[基本モデル]，[拡張モデル]の統計精度の比較においては大きな変化は見られない．

構築したモデル結果をもとに，各地点毎の個人の支払意思額平均値の中央値および95%信頼区間推計を行った結果を表4.9に示す．さらに，近似法(テラー展開，エッジワース展開)による個人の支払意思額平均値の確率密度関数およびパラメトリック・シミュレーション法($R = 50000$)による再現分布結果を図4.4に示した．

解析法から得られた信頼区間推計結果をもとに[基本モデル]と[拡張モデル]の比較考察を行うと，No.4地点の[基本モデル]と[拡張モデル]の個人の支払意思額平均値の中央値は29.93，25.84と推計されており，信頼区間のレンジは15.93から14.10へと狭まるが変動率は0.53から0.55へと広がる結果が得られている．また，No.7地点の[基本モデル]と[拡張モデル]の結果も，個人の支払意思額平均値の中央値は31.93，27.97と推計されているが，信頼

表4.8 モデル推計結果

注1) 単位：教育年数は年，距離はkm，提示負担額は千円／月

注2) 現地アクセス頻度ダミーは年1回以上を1とする

調査地点 No.		4		7	
モデルケース		基本	拡張	基本	拡張
$\hat{\alpha}_1$	定数項 (t 値)	1.570 (3.70)	1.606 (3.83)	2.045 (4.70)	0.861 (7.60)
$\hat{\alpha}_2$	ln(教育年数) (t 値)	-0.518 (-2.51)	-0.475 (-2.33)		
$\hat{\alpha}_3$	ln(自宅～現地距離) (t 値)			-0.460 (-3.04)	
$\hat{\alpha}_4$	現地アクセス頻度ダミー (t 値)	0.444 (2.36)			
$\hat{\beta}_1$	所得項 [提示負担額] (t 値)	0.023 (6.15)		0.029 (6.46)	
$\hat{\beta}_2$	所得項 [ln(自宅～現地距離)*提示負担額] (t 値)		0.0108 (5.78)		0.0125 (6.43)
ρ^2	尤度比	0.136	0.115	0.144	0.138
<i>HitRatio</i>	的中率	0.688	0.669	0.691	0.695
<i>N</i>	サンプル数	269	269	269	269
$\Sigma(\hat{\theta})$	$\Sigma(\hat{\theta}_i \ \hat{\theta}_j \mid j \geq i)$	0.180004	0.175414	0.188965	0.012852
		-0.084417	-0.082023	-0.063586	0.000150
		-0.002165	0.000183	0.001205	0.000004
		0.000346	0.041499	0.022853	
		0.042739	-0.000015	-0.000335	
		-0.002081	0.000003	0.000020	
		-0.000055			
		0.035234			
		0.000194			
		0.000015			

表4.9 個人の支払意思額平均値の中央値および信頼区間推計結果

注1) ()内の数値は標準正規分布またはエッジワース分布の片側2.5%を与える値

注2) 変動率は[レンジ / 中央値]より算定

注3) Z_n には各モデルケース毎の平均値を適用

地点 No.4 : 基本モデル		2.5%信頼下限	中央値	2.5%信頼上限	レンジ	変動率
解析法		23.03	29.93	38.96	15.93	0.53
近似法	テラー展開	22.58	30.18	37.78	15.20	0.50
		(-1.960)	(0.000)	(1.960)		
	エッジワース展開	23.40	29.93	38.37	14.97	0.50
		(-1.709)	(0.000)	(2.211)		
シミュレーション法	多変量正規乱数 (R=1000)	23.02	29.89	38.86	15.84	0.53
	多変量正規乱数 (R=50000)	23.04	29.94	38.97	15.92	0.53

地点 No.4 : 拡張モデル		2.5%信頼下限	中央値	2.5%信頼上限	レンジ	変動率
解析法		19.82	25.84	33.92	14.10	0.55
近似法	テラー展開	19.41	26.08	32.75	13.35	0.51
		(-1.960)	(0.000)	(1.960)		
	エッジワース展開	20.20	25.84	33.31	13.12	0.51
		(-1.688)	(0.000)	(2.232)		
シミュレーション法	多変量正規乱数 (R=1000)	19.80	25.86	34.05	14.25	0.55
	多変量正規乱数 (R=50000)	19.85	25.84	33.91	14.06	0.54

地点 No.7 : 基本モデル		2.5%信頼下限	中央値	2.5%信頼上限	レンジ	変動率
解析法		25.85	31.91	40.49	14.64	0.46
近似法	テラー展開	25.23	32.21	39.19	13.96	0.43
		(-1.960)	(0.000)	(1.960)		
	エッジワース展開	26.18	31.91	39.93	13.75	0.43
		(-1.633)	(0.000)	(2.287)		
シミュレーション法	多変量正規乱数 (R=1000)	25.98	31.99	39.99	14.00	0.44
	多変量正規乱数 (R=50000)	25.85	31.91	40.50	14.65	0.46

地点 No.7 : 拡張モデル		2.5%信頼下限	中央値	2.5%信頼上限	レンジ	変動率
解析法		22.35	27.97	36.04	13.69	0.49
近似法	テラー展開	21.75	28.26	34.78	13.03	0.46
		(-1.960)	(0.000)	(1.960)		
	エッジワース展開	22.67	27.97	35.49	12.83	0.46
		(-1.622)	(0.000)	(2.298)		
シミュレーション法	多変量正規乱数 (R=1000)	22.34	28.04	35.87	13.53	0.48
	多変量正規乱数 (R=50000)	22.35	27.98	36.03	13.68	0.49

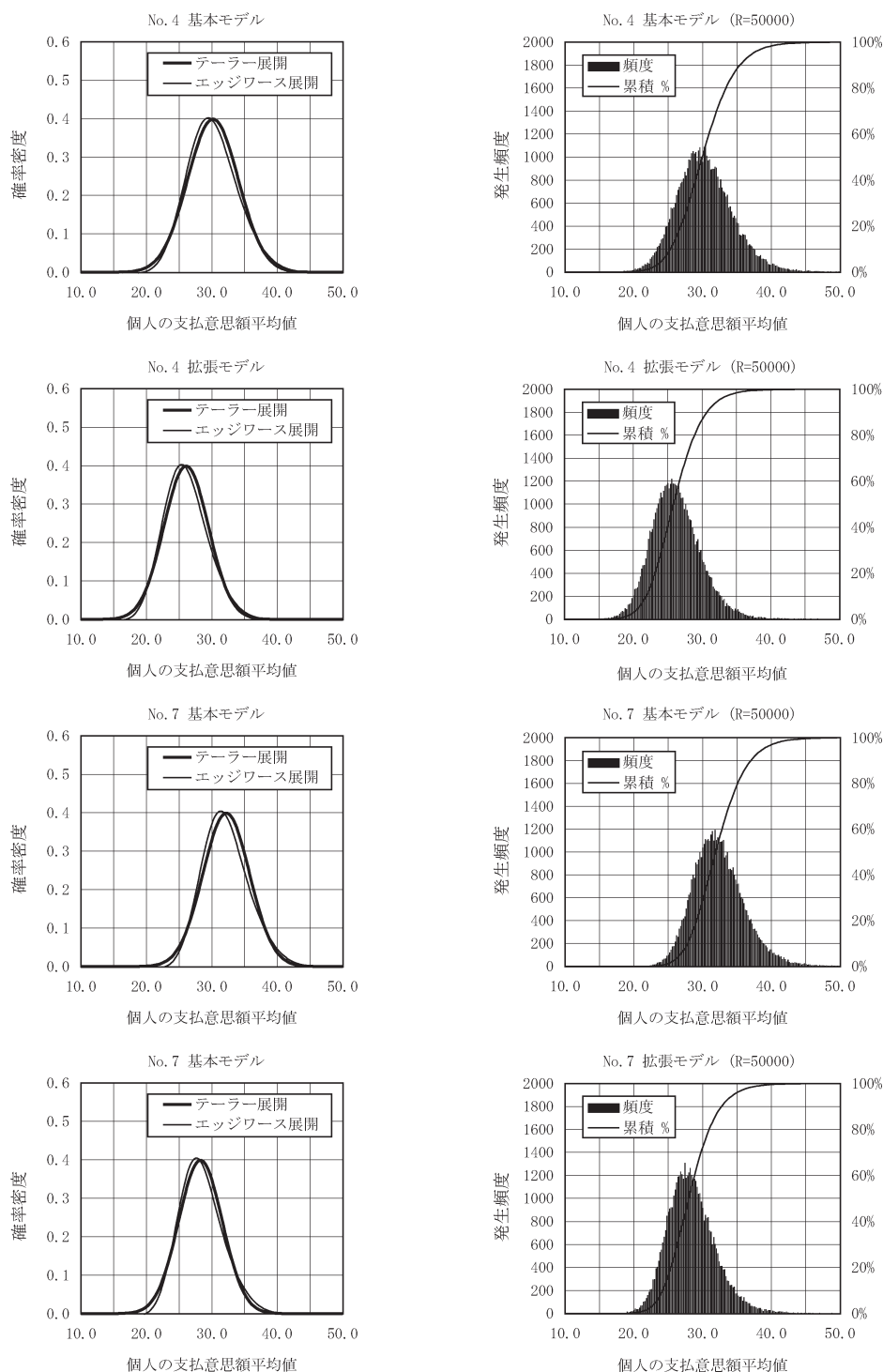


図4.4 近似法による確率密度関数及びパラメトリック・シミュレーション法による再現分布

区間のレンジは14.64から13.69へと狭まり変動率は0.46から0.49へと広がる結果が得られている。この傾向について、モデル間の特性の違いをより詳細に把握することを目的として、No.7地点の[基本モデル]と[拡張モデル]に共通する、自宅～調査地点までの対数距離属性を変化させた場合の個人の支払意思額平均値の中央値および信頼区間の感度分析を行った。結果を図4.5示す。

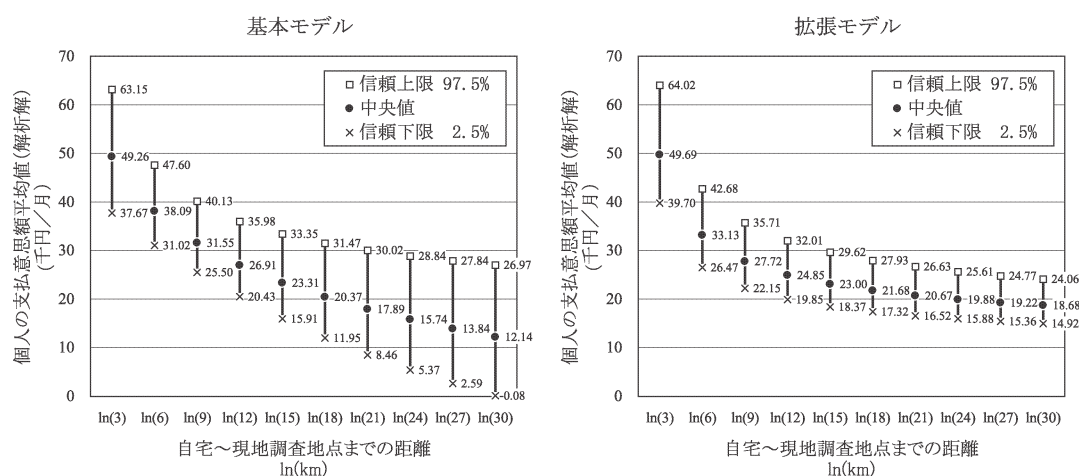


図4.5 個人の支払意思額平均値の中央値および信頼区間の感度分析
(No.7 地点)

感度分析の結果として、[基本モデル]では距離属性の変化に応じて個人の支払意思額平均値の中央値および信頼区間が大きく変化していることに対して、異質分散性を考慮した[拡張モデル]においては、モデル自体の統計的精度は向上しなかったものの、[基本モデル]に比べ距離の変化に対し安定した個人の支払意思額平均値の中央値および信頼区間の推計を可能としていることが確認できる。このことから、個人の支払意思額に異質分散性を考慮する推定量の定式化を行うことで、[拡張モデル]は[基本モデル]に比べ、安定した便益推計を可能としていることが示唆されよう。

次に、解析法から得られた信頼区間推計結果を基準として、各信頼区間推定法毎の特性について考察する。

テーラー展開から得られた中央値は全モデルを通して解析法の結果より過大推計となっており、信頼区間のレンジおよび変動率は過小推計となっている。

エッジワース展開から得られた中央値は全モデルを通して解析法の結果と一致している。一方、求められた信頼区間は対象分布に比べ右に歪んだ推計結果となっているが、信頼区

間のレンジは解析法より過小推計となっている。

パラメトリック・シミュレーション法($R=50000$)の推計結果では、全モデルを通し中央値および信頼限界値は解析法の結果と $1/1000$ のオーダーで一致しており、解析法と概ね同精度の信頼区間推計が行えているといえる。また、図4.4の再現分布からも解析法の信頼区間同様に、分布が右に歪んだ傾向を確認できる。

4.5 結語

本章では、推計便益のリスク分析として、離散選択モデルを用いた社会基盤整備便益の計量化法として仮想的な選択行動に基づいたSPデータを基本とする仮想評価法(CECVM)に着目し、非線形関数となる個人の支払意思額平均値の推定量の信頼区間推定法の開発を行った。

本章の特徴としては、まず、離散選択モデルの推計結果から与えられるパラメータが漸近正規性を有することを利用して、解析的に個人の支払意思額平均値の信頼区間を求める解析法を導出することが可能となったことである。さらに、解析法以外の信頼区間推定法として、第3章と同様に近似法としてテラー展開およびエッジワース展開を用いた信頼区間推定法、およびシミュレーション法として多変量正規乱数を利用したパラメトリック・シミュレーション法の提示を行っている。また、解析法による信頼区間推計法が定式化できたことにより、解析法による信頼区間推計結果を基準として第3章では行えなかった近似法およびシミュレーション法による信頼区間推定法の有用性について検証が可能となっている。

仮想データを用いた数値検証および琵琶湖の水環境施策案に関する実データを用いた数値検証からは、解析法による信頼区間推計結果を基準とし個人の支払意思額平均値に対する各種信頼区間推定法の特性および適用可能性に関する知見が得られている。以下、各種信頼区間推定法の特性を総括する。

(1) 解析法はCECVMにおける個人の支払意思額平均値の信頼区間を解析的に求めることが可能な推定量であり、原則、本章で提示したCECVMモデルをもとに信頼区間を求める場合は、当推定量を適用することが妥当である。

(2) テラー展開については、仮想データによる検証において、サンプル数を一定とした場合は調査精度の向上に従い、また調査精度を一定とした場合はサンプル数の増加に従い、推計された中央値、レンジおよび変動率は解析法の結果に漸近していくが、実データによる検証からも非線形関数の推定量に対しては、対称分布を仮定した信頼区間推計は誤差が生じる可能性が示唆される。

(3) エッジワース展開については、仮想データによる検証において推計される中央値は解

析法と一致し、サンプル数を一定とした場合は調査精度の向上に従い、また調査精度を一定とした場合はサンプル数の増加に従い、信頼限界値も解析法の結果に漸近する傾向が確認されている。実データによる検証からは中央値は解析法と一致するものの、信頼区間は解析法に比べ過小推計となっている。エッジワース展開は、解析的な有用な近似アプローチではあるが、非線形推定量に対し漸近理論を適用した信頼区間推計法の影響が確認されている。

(4) パラメトリック・シミュレーション法 ($R=50000$) については、仮想データおよび実データの全検証を通じ推計された中央値および信頼限界値は解析法の結果と $1/1000$ のオーダーで一致し、解析法と概ね同精度の信頼区間推計が行えている。また、多変量正規乱数の発生回数 R は可能な限り多く取ることが、推定量の漸近特性をより厳密にかつ安定して把握する上で妥当であるといえる。

さらに、本章では、モデルの基本構造自体に所得の限界効用項が個人属性に依存していると仮定することで、支払意思額の均質分散性を仮定することなく、個人属性の違いが支払意思額の分散に影響を及ぼす異質分散性を考慮した個人の支払意思額平均値の推定量および信頼区間推定法の定式化が可能となっている。実データによる数値検証の結果からは、異質分散性を考慮した[拡張モデル]は均質分散を仮定した[基本モデル]に比べモデル自体の推計精度は向上しなかったものの、距離変化の感度分析の結果からは異質分散性を考慮した[拡張モデル]が、安定した個人の支払意思額平均値の中央値および信頼区間の推計を可能とする結果が確認されており、個人の支払意思額に異質分散性を考慮する推定量の定式化を行うことで、安定した便益推計を可能とすることを示唆する結果が得られている。

以上を踏まえると、推計便益のリスク分析として、本章で提示したCECVMモデルをもとに個人の支払意思額平均値の信頼区間を求める上では解析法を適用することが妥当である。また、CECVMモデルの安定した便益推計を可能とするには所得の限界効用項に異質分散性を考慮したモデル推計を行うことが有効であるといえよう。

一方、解析法以外の信頼区間推定法を用いる場合はパラメトリック・シミュレーション法の利用が有効であるといえよう。特に、第3章の結果も踏まえると、推計便益のリスク分析として非線形推定量の信頼区間推定法が解析的に導出できない場合は、パラメトリック・シミュレーション法の適用が有効であるといえる。

参考文献

- 1) Park, T., J.B. Loomis and M. Creel : Confidence Intervals for Evaluating Benefits Estimates from Dichotomous Choice Contingent Valuation Studies, *Land Economics*, 67(1), pp.64-73, 1991.
- 2) Krinsky, I. and A.L. Robb : On Approximating the Statistical Properties of Elasticities, *The Review of Economics and Statistics*, 68, pp.715-719, 1986.
- 3) Duffield, J.W. and D.A. Patterson : Inference and Optimal Design for a Welfare Measure in Dichotomous Choice Contingent Valuation, *Land Economics*, 67(2), pp.225-239, 1991.
- 4) Cameron, T.A. and M.D. James : Efficient Estimation Methods for Closed-ended Contingent Valuation Surveys, *The Review of Economics and Statistics*, 69, pp.269-276, 1987.
- 5) Cameron, T.A. : Interval Estimates of Non-Market Resource Value from Referendum Contingent Valuation Surveys, *Land Economics*, 67(4), pp.413-421, 1991.
- 6) Ben-Akiva, M. and S.R. Lerman : *Discrete Choice Analysis*, MIT Press, 1985.
- 7) Maddala, G.S. : *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*, Cambridge University Press, 1983.
- 8) Daganzo, C : *Multinomial Probit*, Academic Press, 1979.
- 9) 川除隆広・多々納裕一・岡田憲夫 : 支払意思額の異質分散性を考慮したCVMによる推計便益の信頼区間推定法, 土木計画学研究・論文集, No.16, pp.319-326, 1999.
- 10) Kawayoke, T., H. Tatano and N. Okada : Reliability analysis of contingent valuation surveys for measuring the benefit of environmental quality improvement, *Proceedings of Water 99 Joint Congress*, Vol.2, pp.767-772, 1999.
- 11) Kawayoke, T., H. Tatano and N. Okada : Reliability analysis of contingent valuation surveys for measuring the benefit of environmental quality improvement - An empirical study on Lake

- Biwa area in Japan -, *Proceedings of the IEEE International Conference on System, Man and Cybernetics*, pp.V973-V978, 1999.
- 12) 川除隆広・多々納裕一・岡田憲夫：異質分散性を考慮したCVMによる環境質改善便益の信頼性分析, 京都大学防災研究所年報, 第42号 B-2, pp.61-68, 1999.
 - 13) Bishop, R.C. and T.A. Herberlein : Measuring Values of Extra-Market Goods: Are Indirect Measures Biased?, *American Journal of Agricultural Economics*, 61, pp.926-930, 1979.
 - 14) Hanemann, W.M. : Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discrete Responses, *American Journal of Agricultural Economics*, 66, pp.332-341, 1984.
 - 15) Sellar, C., J.-P. Chavas and J.R. Stoll : Specification of the Logit Model: The Case of Valuation of Nonmarket Goods, *Journal of Environmental Economics and Management*, 13, pp.382-390, 1986.
 - 16) 川除隆広・多々納裕一・岡田憲夫：離散選択モデルを用いたレクリエーション便益に関する信頼区間推定法, 土木計画学研究・論文集, No.17, pp.431-438, 2000.
 - 17) Hall, P. : *The Bootstrap and Edgeworth Expansion*, Springer Series in Statistics, 1992.
 - 18) 川除隆広・多々納裕一・岡田憲夫：CVMによる推計便益の信頼区間推定法, 土木計画学研究・講演集, No.21(1), pp.13-16, 1998.
 - 19) Efron, B. and R.J. Tibshirani : *An Introduction to the Bootstrap*, Chapman & Hall, 1993.
 - 20) Mitchell, R.C. and R.T. Carson : *Using Surveys to Value Public Goods*, Resources of the Future, 1989.
 - 21) Freeman, A.M., III : *The Measurement of Environmental and Resource Values*, Resource for the Future, 1993.
 - 22) Hanemann, W.M. : Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discrete Response Data: Reply, *American Journal of Agricultural Economics*, 71, pp.1057-1061, 1989.
 - 23) Johansson, P.-O., B. Kristrom and K.G. Mäler : Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discrete Response Data: Comment, *American Journal of Agricultural Economics*, 71, pp.1054-1056, 1989.

- 24) Johansson, P.-O. : *The Economic Theory and Measurement of Environmental Benefits*, Cambridge University Press, 1987. 邦訳, 嘉田良平 監訳 : 環境評価の経済学, 多賀出版, 1994.
- 25) 山本秀一・岡敏弘 : 飲料水リスク削減に対する支払意思調査に基づいた統計的生命の価値の推定, 環境科学会誌, 7(4), pp.289-301, 1994.
- 26) 林山泰久 : 非市場財の存在価値, 土木計画学研究・講演集, No.21(2), pp.35-48, 1998.
- 27) 林山泰久 : 仮想的市場的評価法による環境質の便益評価, JSCE, Vol.83, pp.37-40, 1998.
- 28) 岩瀬広・林山泰久 : CVMによる幹線交通網整備がもたらすりダンタンシ - の経済的評価, 土木計画学研究・講演集, No.20(2), pp.379-382, 1998.
- 29) 栗山浩一 : 環境の価値と評価手法, 北海道大学図書刊行会, 1998.
- 30) 栗山浩一 : 公共事業と環境の価値, 築地書館, 1997.
- 31) Johansson, P.-O. : *Cost-Benefit Analysis of Environmental Change*, Cambridge University Press, 1993.
- 32) Federal Register : Report of the NOAA panel on Contingent Valuation, Washington, D.C., US Government, 58(10), pp.4601-4614, 1993.
- 33) Small, K.A. and H.S. Rosen : Applied Welfare Economics with Discrete Choice Models, *Econometrica*, 49(1), pp.105-130, 1981.
- 34) 土木学会土木計画学研究委員会編 : 非集計行動モデルの理論と実際, 土木学会, 1995.
- 35) 交通工学会編 : やさしい非集計分析, 交通工学会, 1993.
- 36) 竹村彰通 : 多変量推測統計の基礎, 共立出版, 1991.
- 37) McCullagh, P. : *Tensor Methods in Statistics*, Chapman and Hall, 1987.
- 38) 標本誤差推計研究会編 : 標本誤差の推計方法 - 最新時代の理論と実証 -, 統計情報研究開発センター, 1998.
- 39) Davison, A.C. and D.V. Hinkley : *Bootstrap methods and their application*, Cambridge University Press, 1997.

- 40) 西井和夫・北村隆一・近藤勝直・弦間重彦：観測されていない異質性を考慮した繰り返しデータに関するパラメータ推定法：Mass Point Model と Mixing Distribution Model, 土木学会論文集, No.506/IV-26, pp.25-33, 1995.
- 41) Kring, C.L. : Estimating the Precision of Welfare Measures, *Journal of Environmental Economics and Management*, 21, pp.244-259, 1991.
- 42) Sellar, C., J.R. Stoll and J.-P. Chavas : Validation of Empirical Measures of Welfare Change : A Comparison of Nonmarket Techniques, *Land Economics*, 61(2), pp.156-175, 1985.
- 43) 浅野耕太：農林業と環境評価, 多賀出版, 1998.
- 44) 嘉田良平・浅野耕太・新保輝幸：農林業の外部経済効果と環境農業政策, 多賀出版, 1995.
- 45) 新保輝幸・浅野耕太・嘉田良平：中山間地域農林業の外部経済効果の出身者による評価 - 支払意志額の総計的解析 -, 農村計画学会誌, Vol.12, No.3, pp.30-42, 1993.
- 46) 竹内憲司：環境評価の政策利用, 勁草書房, 1999.
- 47) Diamond, P. : Testing the internal Consistency of Contingent Valuation Surveys, *Journal of Environmental Economics and Management*, 30, pp.337-347, 1996.
- 48) Downing, M. and T. Ozuna Jr. : Testing the Reliability of the Benefit Function Transfer Approach, *Journal of Environmental Economics and Management*, 30, pp.316-322, 1996.
- 49) Whitehead, J.C., G.C. Blomquist, T.J. Hoban and W.B. Clifford : Assessing the Validity and Reliability of Contingent Values: A Comparison of On-Site Users, Off-site Users, and Non-Users, *Journal of Environmental Economics and Management*, 29, pp.238-251, 1995.
- 50) 中村英夫編：道路投資の社会経済評価, 東洋経済新報社, 1997.
- 51) 森杉壽芳：社会資本整備の便益評価, 勁草書房, 1997.
- 52) 肥田野登：環境と行政の経済評価, 勁草書房, 1999.
- 53) 蓑谷千凰彦：計量経済学の理論と応用, 日本評論社, 1996.
- 54) ネルソン W. : 寿命データの解析, 日科技連, 1988.

第5章

費用便益分析指標を基にしたプロジェクト採択のリスク分析法の開発

5.1 緒言

第3章および第4章では、社会基盤整備プロジェクトの推計便益のリスク分析として、離散選択モデルを用いた旅行費用法および仮想評価法(CVM)を対象とした推計便益の信頼区間推定法の開発を行った。本章では、開発された推計便益の信頼性評価法を拡張し、社会基盤整備プロジェクトの事前の経済評価のリスク分析として、費用便益分析指標を基にしたプロジェクト採択のリスク分析法の開発を行う。

費用便益分析では計画案の幾つかの主要な効果について便益が計量化されるとともに、建設費や維持管理費等の費用についても試算がなされ、プロジェクトライフを考慮した比較を行うことで事業の経済的妥当性に関する検討が行われる。一方で、現在の費用便益分析の実施に際しては、便益の計量化自体に主眼が置かれており、推計された費用や便益の平均値等を用いた評価が主体となっている。推計された費用や便益が何らかの設定条件とデータをもとに推計される限り、それらの指標がばらつきを持つことは避けがたい。推計された費用と便益の平均値をもとに純現在価値や費用便益比が試算され、採択基準を満たしたとしても、各々の項目の推計精度を考慮した場合においては、純現在価値や費用便益比等の指標は確率変数となり採択基準を満たさないリスクが存在することとなる。純現在価値や費用便益比をもとにプロジェクトの経済的妥当性が評価されうる限り、これらの指標の有するリスク評価を可能な限り併せ示しておくことは、プロジェクト採択のリスクマネジメント¹⁾として重要な事項であると考えられる。さらに、昨今の事業計画の検討に際しては、主要施設の整備とともに公園等の付加的な環境整備を行う等の複合型プロジェクトが多く求められるようになってきており、推計精度が異なると考えられる複数の便益を考慮した費用便益分析の実施が大きな課題となっている。

費用便益分析の有する不確実性へのアプローチとしては、感度分析とリスク分析が存在

する²⁾。感度分析は、費用便益分析を行うための幾つかの投入要素に、それぞれの不確実性に応じたある幅の値を与え、プロジェクト評価の経済的安定性を確認するものである。感度分析で取り上げられる要素は、需要、費用、便益、社会的割引率、工期の時期や期間等であり、これらの要素に対して $\pm 30\%$ 、 $\pm 20\%$ 、 $\pm 10\%$ 等の変動を与えて評価指標に与える影響を評価する。一方、リスク分析は、費用便益分析の投入要素に対して、費用や便益の不確実性を客観的な確率分布として取扱い、評価指標にも確率分布を与える分析法である。そのため、リスク分析では評価指標も確率分布として表現され、評価指標が許容できない採択基準以下になる確率を定量的に示すことができる。このことにより、リスク分析ではプロジェクトの経済評価の評価軸として収益性の大きさに他に、信頼性を考慮することが可能となる。

そこで、本章では、費用便益分析指標を基にしたプロジェクト採択のリスク分析法として、費用便益分析の代表的評価指標である純現在価値と費用便益比を対象に、純現在価値と費用便益比の信頼区間推定法およびプロジェクト採択が妥当視される確率として純現在価値と費用便益比の採択基準を満たす確率(プロジェクト採択確率)を求める分析法の開発を行う。具体的には、第5.2節において複数の費用と便益の推計結果が得られた場合の、費用と便益の推計精度を考慮した費用便益分析モデルの定式化を行い、費用便益分析指標を基にしたリスク分析モデルが純現在価値を代表指標として定式化可能なことを示し、プロジェクト採択のリスク分析法として純現在価値の信頼区間推定法およびプロジェクト採択が妥当視される確率として純現在価値の採択基準を満たすプロジェクト採択確率を求める分析法を提示する。さらに、第5.3節では、定式化したリスク分析法の有用性検証を目的として、仮想的なプロジェクトを例とした数値検証を行い、第5.4節では、既往データを基にした試算として第3章および第4章で構築した実データモデルと既往プロジェクトの計画時と竣工時の事業費の乖離率を適用した数値検証を行うことで、第5.5節で、本章で得た知見をとりまとめる。

なお、費用便益分析の基礎理論については「付録 D」に整理している。

5.2 費用便益分析指標を基にしたリスク分析法の定式化

5.2.1 費用と便益の推計精度を考慮した費用便益分析モデルの定式化

ここでは、費用便益分析の代表的な評価指標である純現在価値と費用便益比をもとに、単一複合プロジェクトのケースと排反プロジェクトのケースを例として、費用と便益の推計精度を考慮した費用便益分析モデルの定式化を行う。

1) 単一複合プロジェクトのケース

単一複合プロジェクトの例として，プロジェクトの主要施設と公園等の周辺環境施設の整備を想定する．単一複合プロジェクトにおける各年毎の主要施設・周辺環境施設の建設費，維持管理費，および主要施設，周辺環境施設の便益が表5.1に示すとおり推計されているものとする．また，その費用と便益が設定した期間に発生するものとする．

表5.1 単一複合プロジェクトにおける費用と便益の推計例と発生期間例

項 目		推計値	発生期間(年) $t =$			
			01	T_1	T_2	n
費用	C_1 主要施設・周辺環境施設建設費	c_{1t}	*****			
	C_2 維持管理費	c_{2t}	*****			
便益	B_1 主要施設	b_{1t}	*****			
	B_2 周辺環境施設	b_{2t}	*****			

通常の費用便益分析においては，推計された各年毎の費用と便益をもとに，主要施設・周辺環境施設の建設費 C_1 および維持管理費 C_2 について $t = 0$ を基準年とした現在価値を式(5.1)，(5.2)として求める．ここで， r は割引率を示している．

$$C_1 = \sum_{t=1}^{T_2} \frac{c_{1t}}{(1+r)^t} \quad (5.1)$$

$$C_2 = \sum_{t=T_1+1}^n \frac{c_{2t}}{(1+r)^t} \quad (5.2)$$

また，主要施設の便益 B_1 および周辺環境施設の便益 B_2 の現在価値も同様に式(5.3)，(5.4)として求められる．

$$B_1 = \sum_{t=T_1+1}^n \frac{b_{1t}}{(1+r)^t} \quad (5.3)$$

$$B_2 = \sum_{t=T_2+1}^n \frac{b_{2t}}{(1+r)^t} \quad (5.4)$$

さらに，費用便益分析においては，代表的な評価指標として式(5.5)に示す純現在価値 NPV (Net Present Value) および式(5.6)に示す費用便益比 CBR (Cost Benefit Ratio) をもとにプロジェクトの経済評価が行われる．

$$NPV = \sum B - \sum C = (B_1 + B_2) - (C_1 + C_2) \geq 0 \quad (5.5)$$

$$CBR = \frac{\sum B}{\sum C} = \frac{(B_1 + B_2)}{(C_1 + C_2)} \geq 1 \quad (5.6)$$

2) 排反プロジェクトのケース

次に、排反プロジェクトの例として、プロジェクトの主要施設とプロジェクトにより失われる自然環境資源を想定する。排反プロジェクトにおける各年毎の主要施設の建設費、維持管理費、および主要施設、自然環境資源の便益が表5.2に示すとおり推計されているものとする。また、その費用と便益が設定した期間に発生するものとする。

表5.2 排反プロジェクトにおける費用と便益の推計例と発生期間例

項 目		推計値	発生期間(年) $t =$
			01 T_1 T_2 n
費用	C_1 主要施設建設費	c_{1t}	*****
	C_2 維持管理費	c_{2t}	*****
便益	B_1 主要施設	b_{1t}	*****
	B_2 自然環境資源	b_{2t}	*****

主要施設建設費 C_1 および維持管理費 C_2 の現在価値、主要施設の便益 B_1 および自然環境資源の便益 B_2 の現在価値は、上述同様に式(5.1)～(5.4)をもとに求められる(当ケースにおいては、 b_{2t} のみ $t = 1$ 年からの算定となる)が、上述の単一複合プロジェクトとは異なり、排反プロジェクトにおいては、プロジェクトの主要施設の建設により自然環境資源が失われその便益が犠牲になることから、自然環境資源の便益は機会費用として取り扱うことが必要となる。そのため、排反プロジェクトの純現在価値 NPV と費用便益比 CBR は、式(5.7)、式(5.8)として算定することとなる。

$$NPV = \sum B - \sum C = (B_1) - (B_2 + C_1 + C_2) \geq 0 \quad (5.7)$$

$$CBR = \frac{\sum B}{\sum C} = \frac{(B_1)}{(B_2 + C_1 + C_2)} \geq 1 \quad (5.8)$$

一方、単一複合プロジェクトおよび排反プロジェクトともに、 NPV と CBR は式(5.9)の関係を満たすことから、費用便益分析指標を基にしたリスク分析は純現在価値 NPV を代表指標として取扱うことが可能である。

$$\sum B - \sum C \geq 0 \iff \frac{\sum B}{\sum C} \geq 1 \quad (5.9)$$

そのため、以下、単一複合プロジェクトのケースを例として、費用便益分析指標として純現在価値 NPV を代表指標としたリスク分析法の定式化を進める。

ここで、式(5.5)の NPV について各項目各年の費用と便益を確率変数 $X = (X_{c1t}, X_{c2t}, X_{b1t}, X_{b2t})$ として取り扱う。そのため、 NPV の確率変数 NPV_X は式(5.10)として定式化される。

$$NPV_X = \sum_{t=T_1+1}^n \frac{X_{b1t}}{(1+r)^t} + \sum_{t=T_2+1}^n \frac{X_{b2t}}{(1+r)^t} - \sum_{t=1}^{T_2} \frac{X_{c1t}}{(1+r)^t} - \sum_{t=T_1+1}^n \frac{X_{c2t}}{(1+r)^t} \quad (5.10)$$

5.2.2 純現在価値を代表指標としたリスク分析法

次に、費用便益分析指標として純現在価値 NPV を代表指標とし、 NPV の確率変数 NPV_X を対象としたリスク分析法の定式化を行う^{3, 4)}。

式(5.10)は、 X の確率変数である。そのため、 $\overline{NPV_X}$ および $\underline{NPV_X}$ を純現在価値の $(1-\alpha) \times 100\%$ 信頼上限、信頼下限とすると、これらの信頼限界は式(5.11)、式(5.12)の解として定式化される。

$$P(NPV_X \geq \overline{NPV_X}) = \alpha/2 \quad (5.11)$$

$$P(NPV_X \leq \underline{NPV_X}) = \alpha/2 \quad (5.12)$$

また、式(5.10)につき、各々の変数の確率分布が既知のとき、 NPV_X の確率密度関数 $f_{NPV_X}(n)$ は式(5.13)として求められ、プロジェクト採択が妥当視される確率として、プロジェクト採択確率 $P(NPV_X \geq 0)$ は、式(5.14)によって求められる。

$$f_{NPV_X}(n) = \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} f_X(g^{-1}, x_{c12}, \dots, x_{b2n}) \cdot \left| \frac{\partial g^{-1}}{\partial n} \right| dx_{c12} \dots dx_{b2n} \quad (5.13)$$

$$P(NPV_X \geq 0) = \int_0^{\infty} f_{NPV_X}(n) dn \quad (5.14)$$

ここで、 f_X は各項目各年の費用と便益の同時確率密度関数を示しており、 g^{-1} は、 $n = g(x_{c11}, x_{c12}, \dots, x_{b2n})$ の x_{c11} についての逆関数である。

費用便益分析過程において計測された費用と便益の各項目の確率分布が、再生性⁵⁾を有した同一の確率分布形で計測される場合には、解析的に信頼区間やプロジェクト採択確率 $P(NPV_X \geq 0)$ を求めることが可能である。しかし、そうでない場合や非線形の推定量から推計される場合にはこれらを解析的に求めることは困難である。

一方、第3章、第4章同様に、費用や便益の各項目の確率分布が既知の場合、それらの確率分布をもとにパラメトリック・シミュレーション法を適用することで、 NPV_X の近似的な確率分布の推計が可能となる^{6, 7, 8)}。

パラメトリック・シミュレーション法では、費用と便益の各項目の確率分布をもとに $X^* = (X_{c1t}^*, X_{c2t}^*, X_{b1t}^*, X_{b2t}^*)$ を乱数として発生させ、式(5.10)に X^* を適用することで式(5.15)の NPV_X のシミュレーション値 NPV_X^* が推計される。また、乱数を任意に(R 回)発生させる

ことで、 NPV_X^* の分布が形成される。

$$NPV_X^* = \sum_{t=T_1+1}^n \frac{X_{b1t}^*}{(1+r)^t} + \sum_{t=T_2+1}^n \frac{X_{b2t}^*}{(1+r)^t} - \sum_{t=1}^{T_2} \frac{X_{c1t}^*}{(1+r)^t} - \sum_{t=T_1+1}^n \frac{X_{c2t}^*}{(1+r)^t} \quad (5.15)$$

以下、パラメトリック・シミュレーション法をもとにした、純現在価値 NPV の信頼区間推定法および、プロジェクト採択が妥当視される確率として純現在価値 NPV の採択基準を満たすプロジェクト採択確率を求める分析法を提示する。

(1) 純現在価値の信頼区間推定法

費用便益分析指標を基にしたプロジェクト採択のリスク分析法として、純現在価値 NPV の信頼区間推定法を提示する。

純現在価値 NPV の信頼区間は、パラメトリック・シミュレーション法による NPV_X^* の推計値をもとに順列評価を行い、乱数の発生回数 R に対する、 $R/2$ 番目の推計値が中央値であり、 $(1-\alpha) \times 100\%$ 信頼区間は $\alpha/2 \times R$ 番目が信頼下限、 $(1-\alpha/2) \times R$ 番目が信頼上限となる。

(2) プロジェクト採択確率の推計法

次に、費用便益分析指標を基にしたプロジェクト採択のリスク分析法として、プロジェクト採択が妥当視される確率、すなわち、プロジェクト採択確率(純現在価値 NPV の採択基準 $NPV \geq 0$ を満たす確率 P)を求める分析法を提示する。

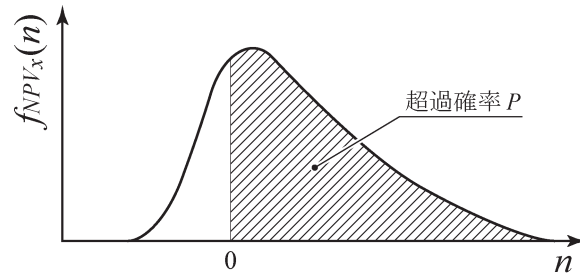
プロジェクト採択確率 $P(NPV_X \geq 0)$ は、パラメトリック・シミュレーション法による NPV_X^* の推計値をもとに順列評価を行い、乱数の発生回数 R に対する $NPV_X \geq 0$ の超過個数 r より、超過確率 $P = r/R$ を求めることで推計される。

一例として NPV_X の確率密度関数 f_{NPV_X} が得られた場合の、プロジェクト採択確率 $P(NPV_X \geq 0)$ の概念図を図5.1に示した。

5.3 仮想データを用いた数値検証

ここでは、これまでに定式化した費用便益分析指標を基にしたプロジェクト採択のリスク分析法をもとに、費用と便益の推計精度が費用便益分析指標の信頼性にどのように影響を及ぼすかを分析するために、仮想データを適用した数値検証を行う。

仮想的なプロジェクトとしては、単一複合プロジェクトである表5.1の例を適用し、費用と便益の年平均値およびその発生期間が表5.3に示すとおり推計されているものとする。ここで、主要施設の耐用年数は50年間と設定し、割引率 r は4%としている。また、当検証は費用と便益の推計精度が費用便益分析指標の信頼性にどのように影響を及ぼすかを検証す

図5.1 プロジェクト採択確率P (NPV_X ≥ 0) の概念図

ることを目的とすることから、簡単のため、 C_1 , C_2 , B_1 の推計結果の分散は変動係数=1.0を満たすよう設定し、便益 B_2 の分散のみが、変動係数=1.0, 4.0, 8.0, 16.0 ($\sigma = 3, 12, 24, 48$; 以下、Case1～Case4と称する)を満たすよう変化するように設定した。さらに、当検証ではパラメトリック・シミュレーション法の有用性検証も兼ねることから、費用と便益の全項目が独立な正規分布であると仮定し、式(5.16) (5.17)より、式(5.18)のNPV_Xの $(1 - \alpha) \times 100\%$ 信頼区間および式(5.19)のプロジェクト採択確率P (NPV_X ≥ 0)が解析的に求められるよう設定した。

$$\begin{aligned} E(NPV_X) &= \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} NPV_X f_X dx_{C_{11}} \dots dx_{B_{2n}} \\ &= \sum_{t=T_1+1}^n \frac{b_{1t}}{(1+r)^t} + \sum_{t=T_2+1}^n \frac{b_{2t}}{(1+r)^t} - \sum_{t=1}^{T_2} \frac{c_{1t}}{(1+r)^t} - \sum_{t=T_1+1}^n \frac{c_{2t}}{(1+r)^t} \quad (5.16) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} V(NPV_X) &= \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} (NPV_X - E(NPV_X))^2 f_X dx_{C_{11}} \dots dx_{B_{2n}} \\ &= \sum_{t=T_1+1}^n \frac{V(b_{1t})}{(1+r)^{2t}} + \sum_{t=T_2+1}^n \frac{V(b_{2t})}{(1+r)^{2t}} + \sum_{t=1}^{T_2} \frac{V(c_{1t})}{(1+r)^{2t}} + \sum_{t=T_1+1}^n \frac{V(c_{2t})}{(1+r)^{2t}} \quad (5.17) \end{aligned}$$

$$[Lower_{NPV_X}, Upper_{NPV_X}] \quad (5.18)$$

ここで、

$$Lower_{NPV_X} = E(NPV_X) - z_{\alpha/2} \sqrt{V(NPV_X)}$$

$$Upper_{NPV_X} = E(NPV_X) + z_{\alpha/2} \sqrt{V(NPV_X)}$$

$$P(NPV_X \geq 0) = 1 - \Phi\left(\frac{0 - E(NPV_X)}{\sqrt{V(NPV_X)}}\right) \quad (5.19)$$

ここで、 $z_{\alpha/2}$ は標準正規分布の片側 $\alpha/2$ 確率を与える値を示し、 Φ は標準正規分布の分布関数を示している。

表5.3 仮想データ - タの概要

注1) C_1, C_2, B_1 の標準偏差は変動係数=1.0を基準として設定
 注2) B_2 の標準偏差のみ変動係数=1.0, 4.0, 8.0, 16.0 を適用

項目		年平均 μ	標準偏差 σ	t=
費用	C_1 主要施設・環境施設建設費	10	10	1 ~ 10
	C_2 維持管理費	1	1	6 ~ 55
便益	B_1 主要施設	6	6	6 ~ 55
	B_2 環境施設	3	3, 12, 24, 48	11 ~ 55
主要施設耐用年数		50年		
割引率 r		4%		

仮想データをもとにプロジェクト採択のリスク分析を行った結果を表5.4に示す。仮想データをもとにした結果では、いずれのケースでも当プロジェクトの費用および便益の期待値は一定であり、これらを基に純現在価値 NPV は48.2、費用便益比 CBR は1.5と推計されている。通常の平均値主体の経済評価ではプロジェクト採択が妥当な結果と判断されることとなる。一方、費用と便益の推計精度を考慮し、 B_2 の推計精度の変化を考慮した場合のCase1～Case4の比較においては、解析解の結果から、便益 B_2 の推計精度が悪くなる ($\sigma = 3 \sim 48$) に従い、 NPV_X の期待値 $E(NPV_X)$ は変化しないものの、分散 $V(NPV_X)$ は増大していくことが確認される。このことは、図5.2に示す NPV_X のパラメトリック・シミュレーション法による再現分布結果からも明らかである。この結果、 B_2 の推計精度の低下に伴い、 NPV_X の信頼区間は拡大し、プロジェクト採択確率 $P(NPV_X \geq 0)$ は93.5% 87.6% 77.5% 66.1%と低下していく。このプロジェクト採択確率の変化は、 B_2 の推計精度が悪くなるに従い、採択基準を満たさないリスク $P(NPV < 0)$ が6.5% 12.4% 22.5% 33.9%と増大していくことを示している。

また、 $R = 50000$ 回を適用したパラメトリック・シミュレーション法の結果と解析解の比較においては、シミュレーション結果が解析解の結果に0.1のオーダーで一致する良好な結果が得られている。

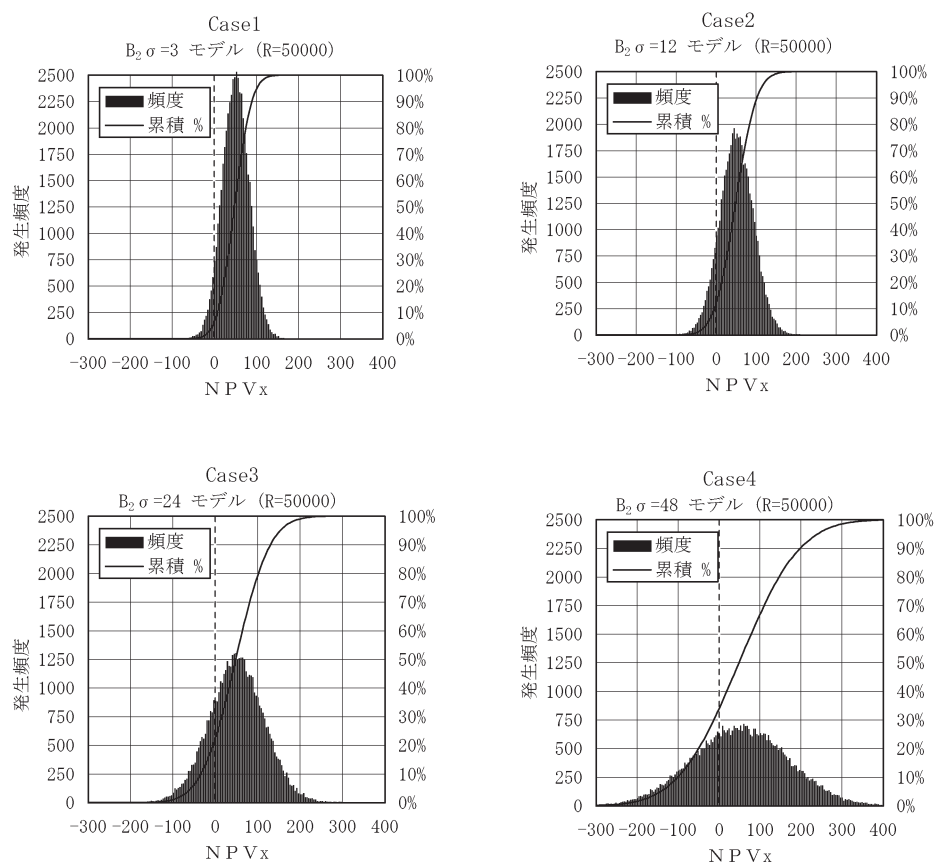
さらに、特定の $CBR = B/C = a$ (定数) を所与として、費用の総現在価値 $\sum C$ の変動係数 η_C と便益の総現在価値 $\sum B$ の変動係数 η_B の関係から、プロジェクト採択確率を図5.3のように示すことができる。本研究では以下、この図をプロジェクト採択リスクの「簡易評価図」と呼ぶ。図5.3では、代表的な例として、 $B/C \approx 1.0 (= 1.04)$ 、 $B/C = 1.5$ 、 $B/C = 2.0$ 、 $B/C = 3.0$ を満たす簡易評価図を示している。図5.3からは、 $B/C = a$ (定数) の設定が大きくなるに従い、費用と便益の総現在価値の変動係数の変化に対する同一の採択確率を満たす

領域が拡大していくことが確認できる。また、費用便益比の定式上の関係から、 $B/C = a$ (定数) の設定が大きいほど、費用の推計精度(費用の総現在価値の変動係数)の変化に比べ、便益の推計精度(便益の総現在価値の変動係数)の変化がプロジェクト採択確率に対する影響が大きいことが確認できる。ここで、仮想データに基づく各々のケースのプロジェクト採択確率は一つの点で与えられる。推計した費用と便益の総現在価値の変動係数をもとに、各々のケースのプロジェクト採択確率を図5.3の $B/C = 1.5$ の簡易評価図に図示した。仮想データにおいては B_2 のみの推計精度を変化させたことから、費用の総現在価値 $\sum C$ の変動係数 η_C は一定であり、Case1～Case4の便益の総現在価値 $\sum B$ の変動係数 η_B が大きくなるに従い、プロジェクト採択確率の小さな領域に図示されていくことが確認できる。

以上の数値計算においては、費用と便益の全項目の確率分布が正規分布に従うものと仮定し、解析的に NPV_X の信頼区間およびプロジェクト採択確率 $P(NPV_X \geq 0)$ の推計が可能な枠組みにて数値検証およびプロジェクト採択リスクの簡易評価図の提示を行った。次節においては、推計された費用と便益の各項目の確率分布が異なり、解析的に信頼区間およびプロジェクト採択確率が求められない場合の試算を行う。

表5.4 仮想データをもとにしたプロジェクト採択のリスク分析結果

項 目		Case 1	Case 2	Case 3	Case 4
		$B_2 \sigma = 3$	$B_2 \sigma = 12$	$B_2 \sigma = 24$	$B_2 \sigma = 48$
純現在価値； NPV		48.2			
費用便益比； $CBR (B/C)$		1.5			
解析解	$E(NPV_X)$	48.2	48.2	48.2	48.2
	$V(NPV_X)$	1014.7	1745.8	4085.4	13443.7
	NPV_X 2.5%信頼上限	110.7	130.1	173.5	275.5
	NPV_X 中央値	48.2	48.2	48.2	48.2
	NPV_X 2.5%信頼下限	-14.2	-33.7	-77.0	-179.0
	プロジェクト採択確率	93.5%	87.6%	77.5%	66.1%
パラメトリック・ シミュレーション法 ($R=50000$)	NPV_X 2.5%信頼上限	110.8	130.1	173.6	275.2
	NPV_X 中央値	48.1	48.2	48.1	48.7
	NPV_X 2.5%信頼下限	-14.2	-33.3	-77.6	-178.3
	プロジェクト採択確率	93.5%	87.6%	77.5%	66.1%

図5.2 NPV_x のパラメトリック・シミュレーション法による再現分布

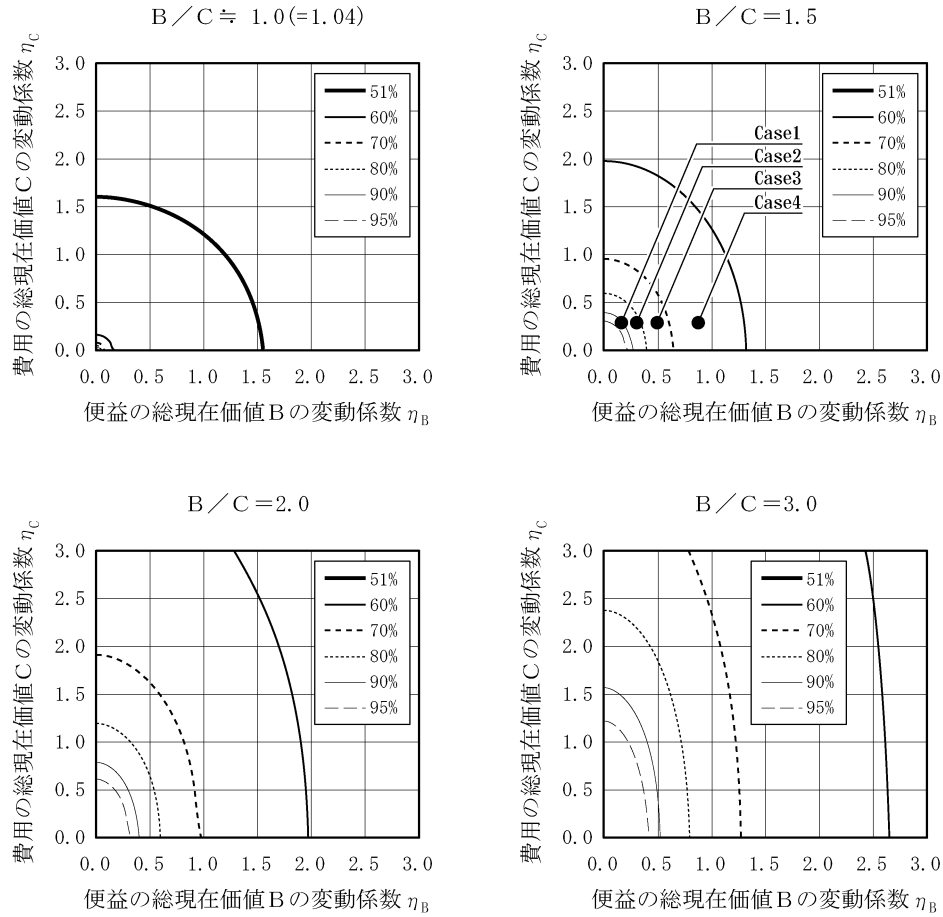


図5.3 プロジェクト採択リスクの簡易評価図

(仮想データのケース)

注) 特定の $CBR = B/C = a$ (定数) を所与として、費用の総現在価値 $\sum C$ の変動係数 η_C と便益の総現在価値 $\sum B$ の変動係数 η_B の関係から、プロジェクト採択確率 $P(NPV_X \geq 0)$ は以下のように求まる。なお、 N は正規分布を示す。

$$\begin{aligned}
 NPV_X &= \sum B - \sum C \\
 \sum B &\sim N(\mu_B, \sigma_B), \quad \eta_B = \frac{\sigma_B}{\mu_B} \quad \sum C \sim N(\mu_C, \sigma_C), \quad \eta_C = \frac{\sigma_C}{\mu_C} \\
 CBR &= \frac{\mu_B}{\mu_C} = a \iff \mu_B = a\mu_C \\
 P(NPV_X \geq 0) &= 1 - \Phi\left(\frac{0 - E(NPV_X)}{\sqrt{V(NPV_X)}}\right) = 1 - \Phi\left(\frac{1 - a}{\sqrt{a^2\eta_B^2 + \eta_C^2}}\right)
 \end{aligned}$$

5.4 既往データを基にした試算

ここでは、費用と便益の確率分布に既往データから得られた確率分布を適用することで、費用と便益の推計精度がプロジェクト採択に及ぼすリスクの影響度について数値検証を行う。既往データを基にした試算としては、第3章および第4章で構築した実データモデルと既往プロジェクトの計画時と竣工時の事業費の乖離率を適用する。

まず、費用につき、既往プロジェクト^{9, 10, 11, 12, 13)}の計画時と竣工時の事業費を表5.5に示す。竣工後の総事業費については、物価上昇等の影響を受けていることから、計画時点の事業費との直接比較は困難である。そのため、事業年次の事業費変遷が把握可能であった京都市地下鉄烏丸線および関西国際空港については、実際の事業費変遷をもとに、それ以外の3事業については暫定的に総事業費を工事期間で除した年平均事業費を算定し、デフレータ(日本銀行調査統計局による国内卸売物価指数¹⁴⁾)を用いて、計画年次時点での現在価値化を実施した結果を示している。結果として、計画時点の事業費と計画年次価値で評価した総事業費との比較では、1.27倍～2.22倍の事業費増大傾向が確認される。なお、当算定結果については、検討事業数が少なく、事業内容、実施時期等も異なる事例をもとにした試算結果であることに留意する必要があるが、計画時点と竣工時点の概略の事業費変動を捕らえる基礎情報としては有用であるといえよう。

表5.5 各事業の計画時と竣工時の事業費比較

注) 既往の工事誌^{9, 10, 11, 12, 13)}より

注) 事業費の単位は百万円

事業名	事業計画		事業概要		計画年次 価値 (2)	(2)/(1)
	計画年次	事業費(1)	事業期間 (開始～竣工)	総事業費		
首都高速道路 湾岸線第1期	昭和45年 (1970年)	25,000	昭和45年～昭和51年 (1970年～1976年)	38,436	31,820	1.27
京都市地下鉄 烏丸線	昭和47年 (1972年)	57,533	昭和47年～昭和57年 (1972年～1982年)	123,607	72,956	1.27
定山溪ダム	昭和54年 (1979年)	53,000	昭和55年～平成2年 (1980年～1990年)	79,992	71,188	1.34
阪神高速道路 湾岸線4期(兵庫)	昭和55年 (1980年)	70,900	昭和56年～平成6年 (1981年～1994年)	152,300	157,548	2.22
関西国際空港	昭和59年 (1984年)	1,000,000	昭和59年～平成7年 (1984年～1995年)	1,458,156	1,559,266	1.56

次に、事業費の確率分布としては、表5.5に示す計画時点の事業費と計画年次価値で評価した総事業費との比率が、対数正規分布に従うものと仮定する。結果として、事業費比率の確率分布 ϵ は、図5.4に示すように対数正規分布 $LN(0.403, 0.211)$ となり、年費用を c_t とお

けば、年費用の確率変数 X_{ct} は、 $X_{ct} = c_t \cdot \epsilon$ として与えられる。ここで、事業費比率の確率分布 ϵ について正規分布変換を行うと、 $\epsilon \sim \text{LN}(0.403, 0.211) \approx N(1.531, 0.327)$ となり、このことは、既往データを基にした試算では、年費用の期待値が概ね1.5倍に増大することを示している。

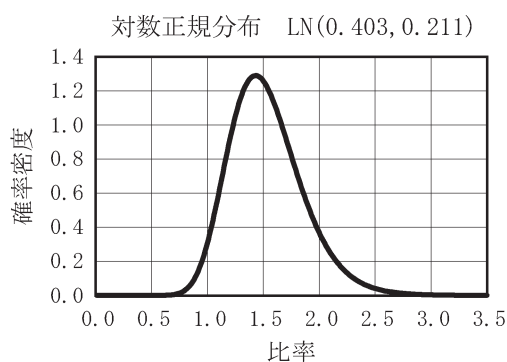


図5.4 既往プロジェクトを基にした事業費比率分布の確率密度関数

便益としては、第3章および第4章で提示した実データモデルを検証モデルとして用いる(表5.6に再掲)。ここで、便益の確率変数 X_{bt} の確率分布には推計パラメータの多変量正規分布を適用する。

以下、検証モデルと既往プロジェクトの事業費比率分布を適用した数値検証を行う。ここでは、費用の発生年数は $t=1 \sim 10$ 年と設定し、主要施設の耐用年数を50年と設定することで、便益発生期間を $t=11 \sim 60$ 年と設定した。また、割引率 r は4%としている。便益は表5.6に示す検証モデルに属性平均値を適用した中央値を年便益 b_t と設定し、費用は $B/C = 1.0$, $B/C = 1.5$ および $B/C = 2.0$ を満たすよう年平均事業費 c_t を設定した。検証データの概要を表5.7に示す。

以上をもとに、パラメトリック・シミュレーション法($R = 50000$)を適用することでプロジェクト採択のリスク分析を行った結果を表5.8に示す。また、 NPV_X の再現分布を図5.5に示した。以下、表5.8に示す各々の試算結果について考察する。

試算結果全体については、設定した検証データに基づいた費用便益比CBRが推計されている。また、 B/C の設定ケース($B/C=1.0 \rightarrow 1.5 \rightarrow 2.0$)に伴い、純現在価値NPVの推計値も増大していく。 B/C の設定ケース毎にみると、 $B/C=1.0$ のケースにおいては、全検証モデルとも NPV_X の信頼区間推計の中央値は負に推計されており、プロジェクト採択確率も設定ケース中、最も低い推計値となっている。 $B/C=1.5$ のケースにおいては、旅行費用モデル

表5.6 検証モデル(再掲)

注) 旅行費用モデルは第3.4項, CVMモデルは第4.4項より

注1) 年齢ダミーは30才未満を1とする		注1) 単位: 教育年数は年, 距離はkm		
注2) 一般化費用の単位は千円		注2) 単位: 提示負担額は千円/月		
		注3) 現地アクセス頻度ダミーは年1回以上を1とする		
旅行費用モデル		CVM モデル		
		調査地点 No. モデルケース	4 基本	7 基本
$\hat{\alpha}$ 定数項 (t 値)	-15.24 (-1.91)	$\hat{\alpha}_1$ 定数項 (t 値)	1.570 (3.70)	2.045 (4.70)
$\hat{\beta}_1$ 散策目的ダミー (t 値)	330.97 (33.14)	$\hat{\alpha}_2 \ln(\text{教育年数})$ (t 値)	-0.518 (-2.51)	
$\hat{\beta}_2$ 釣り目的ダミー (t 値)	304.19 (30.53)	$\hat{\alpha}_3 \ln(\text{自宅} \sim \text{現地距離})$ (t 値)		-0.460 (-3.04)
$\hat{\beta}_3$ バーベキュー目的ダミー (t 値)	131.55 (13.34)	$\hat{\alpha}_4$ 現地アクセス頻度ダミー (t 値)	0.444 (2.36)	
$\hat{\beta}_4$ 年齢ダミー (t 値)	210.18 (21.29)	$\hat{\beta}$ 所得項(提示負担額) (t 値)	0.023 (6.15)	0.029 (6.46)
$\hat{\gamma}$ 所得項(一般化費用) (t 値)	165.43 (17.36)			
ρ^2 尤度比	0.329	ρ^2 尤度比	0.136	0.144
<i>HitRatio</i> の中率	0.787	<i>HitRatio</i> の中率	0.688	0.691
<i>N</i> サンプル数	643	<i>N</i> サンプル数	269	269
	63.9826		0.180004	0.188965
	3.1955		-0.084417	-0.063586
	5.0691		-0.002165	0.001205
	-9.8907		0.000346	0.022853
	9.4827		0.042739	-0.000335
	-18.1473		-0.002081	0.000020
	99.7165		-0.000055	
	-0.4497		0.035234	
	0.8775		0.000194	
$\Sigma(\hat{\theta})$	-0.8413	$\Sigma(\hat{\theta})$	0.000015	
	1.6101			
$\Sigma(\hat{\theta}_i \hat{\theta}_j j \geq i)$	99.2866	$\Sigma(\hat{\theta}_i \hat{\theta}_j j \geq i)$		
	1.3920			
	-1.3346			
	2.5541			
	97.2839			
	2.6040			
	-4.9834			
	97.5034			
	4.7778			
	90.8565			

表5.7 検証データの詳細

注1) 年便益はモデルの中央値を設定

注2) 年費用はB/C=1.0, B/C=1.5およびB/C=2.0を満たすよう設定

項目		費用		便益	
		t=1 ~ 10		t=11 ~ 60	
		年費用 c_t	確率分布	年便益 b_t	確率分布
旅行費用モデル	B/C=1.0	0.110	対数正規分布	0.062	$MVN[\hat{\theta}, \Sigma(\hat{\theta})]$
	B/C=1.5	0.073	LN(0.403 , 0.211)		
	B/C=2.0	0.055			
CVM No.4 基本モデル	B/C=1.0	53.55	対数正規分布	29.93	$MVN[\hat{\theta}, \Sigma(\hat{\theta})]$
	B/C=1.5	35.70	LN(0.403 , 0.211)		
	B/C=2.0	26.78			
CVM No.7 基本モデル	B/C=1.0	57.09	対数正規分布	31.91	$MVN[\hat{\theta}, \Sigma(\hat{\theta})]$
	B/C=1.5	38.06	LN(0.403 , 0.211)		
	B/C=2.0	28.55			
施設耐用年数		50年			
割引率 r		4%			

のみ NPV_X の中央値が負であるが、CVM No.4 基本モデルおよびCVM No.7 基本モデルについては正に転じている。また、プロジェクト採択確率は全検証モデルを通じて概ね50%前後に推計されている。B/C=2.0のケースでは、全検証モデルとも NPV_X の中央値は正に推計されており、プロジェクト採択確率は設定ケース中、最も高い推計値となっている。検証モデル間の比較を行うと、CVM No.7 基本モデル CVM No.4 基本モデル 旅行費用モデルの便益の推計精度が良好なモデル[第3章、第4章の便益の信頼区間推計の結果、変動率(=レンジ/中央値)が小さい]の順に、B/Cの設定ケースが大きくなるに伴い(B/C=1.0 1.5 2.0)、プロジェクト採択確率の増大傾向が大きく、便益の推計精度の影響が大きいことが確認できる。逆に、B/Cの設定が小さなケース(特にB/C=1.0)では、便益の推計精度が良好なモデルほど、プロジェクト採択確率が費用の確率変動に包含されてしまい、その結果としてプロジェクト採択確率が小さく推計されていることが確認できる。以上の結果を踏まえると、当既往プロジェクトの事業費比率分布を適用した場合の試算の枠組みにおいては、プロジェクト採択が妥当視される確率として純現在価値による採択($NPV \geq 0$)を概ね50%以上で信頼するには、平均値を適用した費用便益分析の結果としてB/C=1.5以上を確保しておくことが望ましいことが示唆されよう。

また、全検証モデルを通して図5.5に示した NPV_X のパラメトリック・シミュレーション法の再現分布結果からは、非線形の複合推定量である NPV_X の分布形は単純な分布形とはならないことが確認される。

さらに、仮想データの数値検証時に作成したプロジェクト採択リスクの簡易評価図を既往プロジェクトの事業費比率分布を適用した簡易評価図に拡張を行った。図5.6に、代表的な例として、 $B/C = 1.0$, $B/C = 1.5$, $B/C = 2.0$, $B/C = 3.0$ を満たす簡易評価図を示している。なお、図5.6の作成においては、事業費比率分布は正規分布変換[$\epsilon \approx N(1.531, 0.327)$]を行い、便益分布には正規分布を仮定している。図5.6においては、 $B/C = a$ (定数)の設定が大きくなるに従い、費用と便益の総現在価値の変動係数の変化に対する同一の採択確率を満たす領域が拡大していくことが確認できる。また、事業費分布に既往プロジェクトの事業費比率分布を適用したことから、正規分布を仮定した仮想データの簡易評価図(図5.3参照)に比べ、特に費用の推計精度(費用の総現在価値の変動係数)の変化の影響度が大きくなり、費用の推計精度(費用の総現在価値の変動係数)の変化に対する同一の採択確率を満たす領域が縮小している。既往データの試算結果は、正規分布変換した事業費比率分布[$\epsilon \approx N(1.531, 0.327)$]をもとに費用の総現在価値の変動係数 η_C の算定し、便益については正規分布近似として各検証モデルのエッジワース展開から得られた年便益の平均と標準偏差[旅行費用モデル $\approx N(0.062, 0.076)$, CVM No.4 基本モデル $\approx N(29.931, 3.818)$, CVM No.7 基本モデル $\approx N(31.909, 3.506)$]をもとに便益の総現在価値の変動係数 η_B を算定することで、図

5.6の $B/C = 1.0$, $B/C = 1.5$, $B/C = 2.0$ の簡易評価図に図示している。当試算においては、費用に既往プロジェクトの事業費比率分布を適用したことから、費用の総現在価値 $\sum C$ の変動係数 η_C は一定である。一方、便益については各検証モデルの便益推計精度に応じて総現在価値 $\sum B$ の変動係数 η_B が異なることから、各々の検証モデルの便益推計精度を反映したプロジェクト採択確率が図示されている。当試算の枠組みにおいては、既往データから得られた費用と便益の推計精度がプロジェクト採択リスクに及ぼす影響度として、費用の推計精度に比べ、特に便益の推計精度の影響が大きいことを示唆する結果が得られている。また、当図示に際しては、費用・便益とも正規分布変換および近似を行ったが、プロジェクト採択リスクの概略傾向を掴む観点からは良好な図示が行えているといえよう。

表5.8 既往データをもとにしたプロジェクト採択のリスク分析結果

[B/C=1.0のケース]

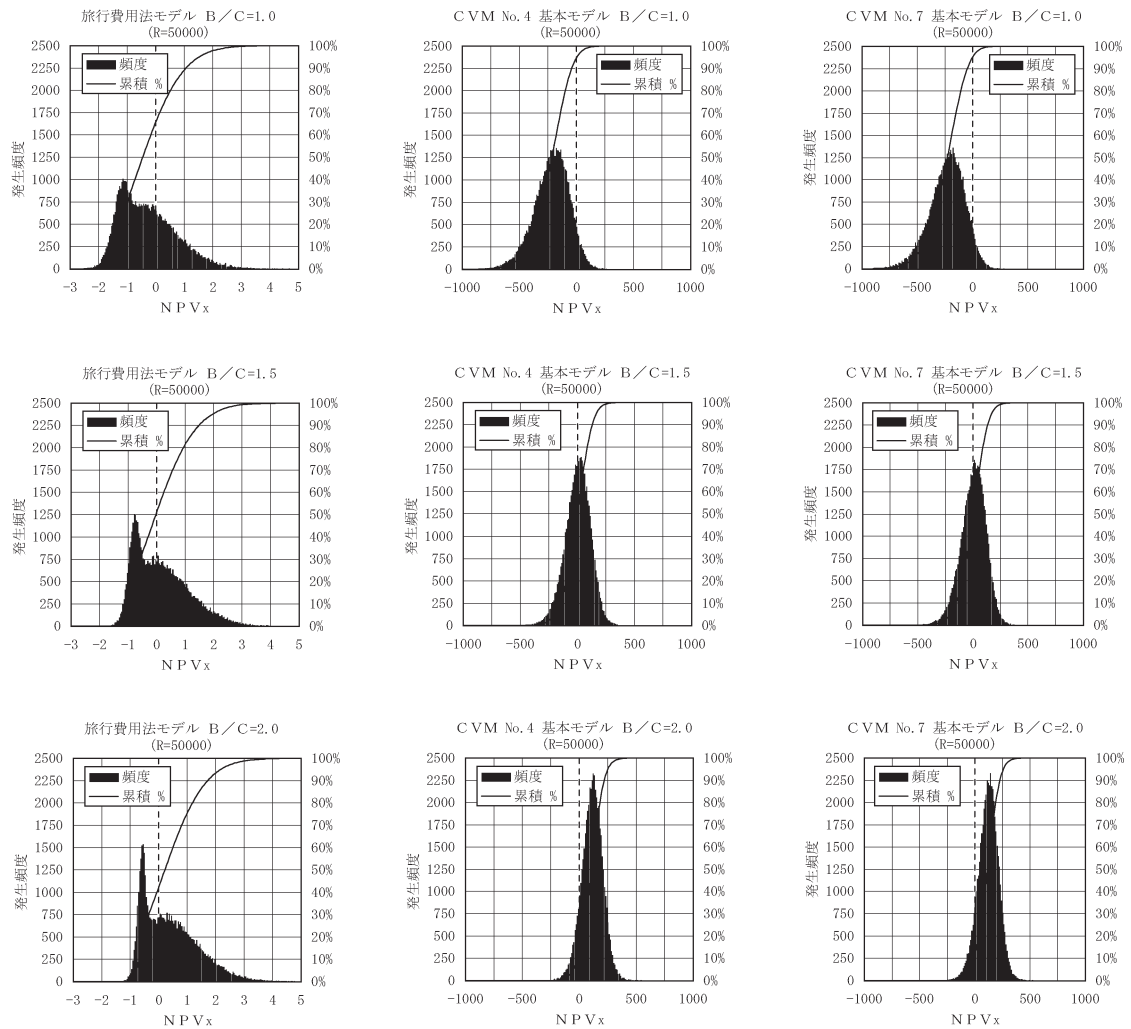
項 目		旅行費用モデル	CVM No.4 基本モデル	CVM No.7 基本モデル
純現在価値；	NPV	0.0	0.0	0.0
費用便益比；	$CBR (B/C)$	1.0	1.0	1.0
パラメトリック・ シミュレーション法 ($R=50000$)	NPV_X 2.5%信頼上限	1.933	42.99	35.64
	NPV_X 中央値	-0.454	-214.38	-227.67
	NPV_X 2.5%信頼下限	-1.744	-564.18	-596.32
	プロジェクト採択確率	34.2%	5.3%	4.8%

[B/C=1.5のケース]

項 目		旅行費用モデル	CVM No.4 基本モデル	CVM No.7 基本モデル
純現在価値；	NPV	0.298	144.79	154.36
費用便益比；	$CBR (B/C)$	1.5	1.5	1.5
パラメトリック・ シミュレーション法 ($R=50000$)	NPV_X 2.5%信頼上限	2.358	197.16	200.39
	NPV_X 中央値	-0.027	0.35	3.02
	NPV_X 2.5%信頼下限	-1.156	-242.28	-249.52
	プロジェクト採択確率	49.0%	50.2%	51.1%

[B/C=2.0のケース]

項 目		旅行費用モデル	CVM No.4 基本モデル	CVM No.7 基本モデル
純現在価値；	NPV	0.447	217.19	231.54
費用便益比；	$CBR (B/C)$	2.0	2.0	2.0
パラメトリック・ シミュレーション法 ($R=50000$)	NPV_X 2.5%信頼上限	2.579	280.17	285.54
	NPV_X 中央値	0.218	108.77	117.14
	NPV_X 2.5%信頼下限	-0.859	-83.12	-79.99
	プロジェクト採択確率	57.9%	87.7%	88.9%

図5.5 NPV_x のパラメトリック・シミュレーション法による再現分布

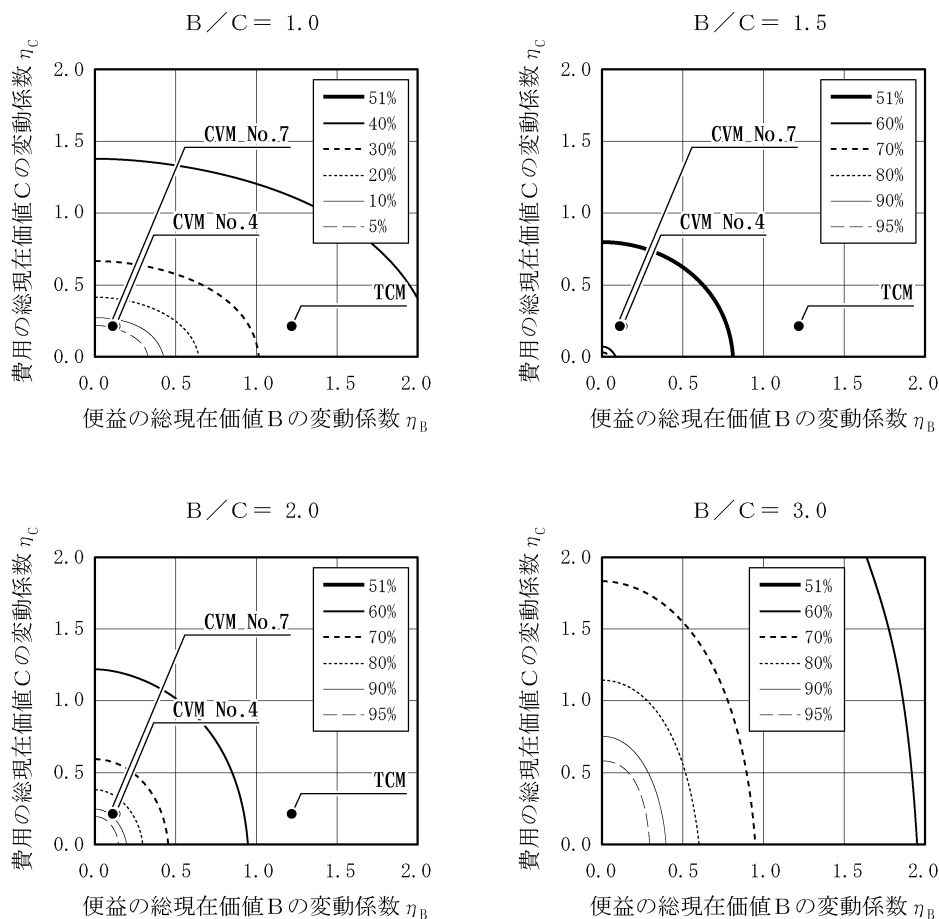


図5.6 プロジェクト採択リスクの簡易評価図

(既往データのケース)

注) 特定の $CBR = B/C = a$ (定数) を所与として、費用の総現在価値 $\sum C$ の変動係数 η_C と便益の総現在価値 $\sum B$ の変動係数 η_B の関係から、プロジェクト採択確率 $P(NPV_X \geq 0)$ は以下のように求まる。なお、 N は正規分布を示す。

$$NPV_X = \sum B - \sum C = \sum \frac{X_{b_t}}{(1+r)^t} - \sum \frac{X_{c_t}}{(1+r)^t}, \text{ ここで, } X_{c_t} = c_t \cdot \epsilon$$

$$\sum B \approx N(\mu_B, \sigma_B), \eta_B = \frac{\sigma_B}{\mu_B} \quad \sum C \approx C \cdot N(\mu_C, \sigma_C), C = \sum \frac{c_t}{(1+r)^t}, \eta_C = \frac{\sigma_C}{\mu_C}$$

$$CBR = \frac{\mu_B}{C} = a \iff C = \frac{\mu_B}{a}$$

$$P(NPV_X \geq 0) = 1 - \Phi \left(\frac{\mu_C - a}{\sqrt{a^2 \eta_B^2 + \mu_C^2 \eta_C^2}} \right)$$

5.5 結語

本章では、社会基盤整備プロジェクトの事前の経済評価のリスク分析として、費用便益分析の代表的評価指標である純現在価値(費用便益比)を基にしたプロジェクト採択のリスク分析法の開発を行った。具体的には、複数の費用と便益の推計結果が得られた場合の、費用と便益の推計精度を考慮した費用便益分析モデルの定式化を行い、費用便益分析指標を基にしたリスク分析法が純現在価値を代表指標として定式化可能なことを示し、プロジェクト採択のリスク分析法として純現在価値の信頼区間推定法およびプロジェクト採択が妥当視される確率として純現在価値の採択基準を満たすプロジェクト採択確率を求める分析法の提示を行った。

仮想データを用いた数値検証および既往データ基にした試算からは、提案したプロジェクト採択のリスク分析法の適用可能性に関する知見が得られている。以下、各々の試算結果から得られた知見を総括する。

仮想データ(全項目正規分布を仮定)を適用した数値検証からは、費用と便益の推計精度を費用便益分析の枠組みに考慮することで、従来の平均値主体の評価のみならず、プロジェクト採択のリスク分析として費用便益分析指標に確率表現を用いることの有用性を肯定する結果が得られている。また、 $CBR = B/C = a(\text{定数})$ を所与とし、費用と便益の総現在価値の変動係数をもとにしたプロジェクト採択リスクの簡易評価図を提示することで、費用と便益の推計精度が採択基準に及ぼす影響度を明示することが可能となっている。

既往データを基にした試算では、まず、現時点把握が困難な事業費の確率分布について、5つの既往プロジェクトをもとに基礎情報の検討を行い、事業費変遷等につき特定の仮定は設定したものの、計画時点の事業費と計画年次価値で評価した総事業費の事業費比率が1.27倍～2.22倍に変動する概略傾向を確認している。当結果については、検討事業数が少なく、事業内容、実施時期等も異なる事例をもとにした試算結果であることに留意する必要があるが、計画時点と竣工時点の概略の事業費変動を捕らえる基礎情報としては有用であるといえる。次に、検証モデルと既往プロジェクトの事業費比率分布を適用した試算においては、年便益の確率分布に推計パラメータの多変量正規分布を適用し、年費用の確率分布には事業費比率分布として対数正規分布を仮定したが、当試算の枠組みにおいては、既往データから得られた費用と便益の推計精度がプロジェクト採択リスクに及ぼす影響度として、費用の推計精度に比べ、特に便益の推計精度の影響が大きいことを示唆する結果が得られている。また、当事業費比率分布を適用した場合の試算の枠組みにおいては、プロジェクト採択が妥当視される確率として純現在価値による採択($NPV \geq 0$)を概ね50%以上で信頼するには、平均値を適用した費用便益分析の結果として $B/C=1.5$ 以上を確保して

おくことが望ましいことを示唆する結果が得られている。さらに、既往プロジェクトの事業費比率分布を適用し拡張を行ったプロジェクト採択リスクの簡易評価図においては、費用・便益とも正規分布変換および近似を行ったが、プロジェクト採択確率の概略傾向を掴む観点からは良好な図示が行えていたといえよう。

以上の結果を踏まえると、社会基盤整備プロジェクトの事前の経済評価のリスクマネジメントとして、従来の平均値主体の経済評価のみならず、費用便益分析指標に費用と便益の推計精度を考慮したプロジェクト採択のリスク分析法を適用することが有用であるといえる。また、本章で提示したプロジェクト採択リスクの簡易評価図は、今後とも改善が必要であるものの、プロジェクト採択のリスク分析の簡易評価図として利用可能性は高いものと考えている。

なお、今後の当リスク分析法の実用化および精度向上に向けては、既往プロジェクトの費用・便益の計測事例の収集とともに、特に事業費データの収集による事業費分布の把握が重要であるといえる。

参考文献

- 1) 日本リスク研究学会編：リスク学事典, TBSブリタニカ, 2000.
- 2) 土木学会編：第四版土木工学ハンドブックII, 第53編プロジェクトの評価, pp.2163-2192, 1989.
- 3) 川除隆広・多々納裕一・岡田憲夫：費用便益分析指標を基にしたプロジェクト採択のリスク分析法, 土木計画学研究・論文集, No.18, 2001(投稿中).
- 4) 川除隆広・多々納裕一・岡田憲夫：プロジェクトの経済性評価の信頼性分析に関する基礎的研究, 土木計画学研究・講演集, No.23(1), pp.223-226, 2000.
- 5) 日本数学会編集：岩波数学辞典第3版, 岩波書店, 1985.
- 6) 川除隆広・多々納裕一・岡田憲夫：離散選択モデルを用いたレクリエーション便益に関する信頼区間推定法, 土木計画学研究・論文集, No.17, pp.431-438, 2000.
- 7) 川除隆広・多々納裕一・岡田憲夫：離散選択モデルを用いたレクリエーション便益に関する信頼区間推定法, 土木計画学研究・講演集, No.22(2), pp.781-784, 1999.
- 8) 川除隆広・多々納裕一・岡田憲夫：離散選択モデルを用いた旅行費用法に基づく信頼区間推定法, 京都大学防災研究所年報, 第43号 B-2, 2000.
- 9) 首都高速道路公団：東京湾トンネル工事誌, 土木学会, 1977.
- 10) 京都市交通局：京都市高速鉄道烏丸線建設小史, 京都市交通局, 1986.
- 11) 北海道開発局石狩川開発建設部豊平川ダム統合管理事務所監修：定山溪ダム工事記録, 北海道開発協会, 1992.
- 12) 阪神高速道路管理技術センター：阪神高速湾岸線東神戸大橋工事誌, 阪神高速道路公団, 1994.

- 13) 関西国際空港株式会社10年史編さん委員会： 関西国際空港株式会社10年史, 関西国際空港株式会社, 1995.
- 14) 日本銀行調査統計局： 経済統計年報(平成9年), 日本銀行, 1998.
- 15) Johansson, P.-O. : *Cost-Benefit Analysis of Environmental Change*, Cambridge University Press, 1993.
- 16) Efron, B. and R.J. Tibshirani : *An Introduction to the Bootstrap*, Chapman & Hall, 1993.
- 17) Hall, P. : *The Bootstrap and Edgeworth Expansion*, Springer Series in Statistics, 1992.
- 18) Davison, A.C. and D.V. Hinkley : *Bootstrap methods and their application*, Cambridge University Press, 1997.
- 19) Krinsky, I. and A.L. Robb : On Approximating the Statistical Properties of Elasticities, *The Review of Economics and Statistics*, 68, pp.715-719, 1986.
- 20) Kring, C.L. : Estimating the Precision of Welfare Measures, *Journal of Environmental Economics and Management*, 21, pp.244-259, 1991.
- 21) Park, T., J.B. Loomis and M. Creel : Confidence Intervals for Evaluating Benefits Estimates from Dichotomous Choice Contingent Valuation Studies, *Land Economics*, 67(1), pp.64-73, 1991.
- 22) 市川伸一編： 認知心理学 4 思考, 東京大学出版会, 1996.
- 23) 細江守紀： 不確実性と情報の経済分析, 九州大学出版会, 1987.
- 24) 依田高典： 不確実性と意思決定の経済学, 日本評論社, 1997.
- 25) 浅野耕太： 農林業と環境評価, 多賀出版, 1998.
- 26) 多々納裕一： 不確実性下のプロジェクト評価：課題と展望, 土木計画学研究・論文集, No.15, pp.19-30, 1998.
- 27) 中村英夫編： 道路投資の社会経済評価, 東洋経済新報社, 1997.
- 28) 土木学会土木計画学研究委員会編： 非集計行動モデルの理論と実際, 土木学会, 1995.
- 29) 交通工学研究会編： やさしい非集計分析, 交通工学研究会, 1993.
- 30) 蓑谷千凰彦： 計量経済学の理論と応用, 日本評論社, 1996.

第6章

結論

本研究は、社会基盤整備プロジェクトの経済評価法として費用便益分析に着目し、プロジェクト採択のリスクマネジメントとして、推計便益および費用便益分析指標の信頼性を客観的に評価可能とするリスク分析法の開発を目的としたものである。このような手法を開発することで、得られた費用と便益の平均値をもとに一義的に評価されてきた社会基盤整備プロジェクトの経済評価のリスク分析法を確立し、種々のリスクを考慮したプロジェクト採択支援の方法論を提供したいと考えたものである。本研究では、社会基盤整備プロジェクトの経済評価のリスク分析として、1)社会基盤整備プロジェクトの種々の便益計量化法に対し推定便益の信頼性評価法を開発し、2)費用便益分析指標を基にしたプロジェクト採択のリスク分析法を開発することを主要な研究課題と位置付けた。

以下、各章における研究成果をとりまとめるとともに、今後の課題について述べる。

第1章では、社会基盤整備プロジェクトの経済評価として、費用便益分析の重要性が広く認識され始めており、その主な背景として、公共事業の効率性確保と事業実施過程の透明性確保に対する社会的要請があること、さらには、今後実施・公表が義務付けられる社会基盤整備プロジェクトの事業評価の中で、費用便益分析が事業の投資対効果を貨幣価値で評価し得る有効な事業評価法であることを述べた。また、我が国においても多くの社会基盤整備プロジェクトにおいて費用便益分析の適用可能性の検討が進められ、特に、事業便益の計量化法については積極的なマニュアル整備が進められつつあることを記した。

一方で、社会基盤整備プロジェクトの経済評価が有する現状の主要な課題として、1)従来計量化が行われることが少なかった非市場財の社会基盤整備便益の精度ある計量化が必要であること、2)推定された便益や費用の有する不確実性を客観的に評価する方法として、費用や便益の推定精度を考慮したリスク分析法を確立すること、3)費用便益分析全体を通じて従来平均値主体で評価がなされてきた費用便益分析指標に対して、社会基盤整備プロジェクトのリスクマネジメントとして、プロジェクト採択が妥当視される確率を定量的に示すリスク分析法を確立すること、が課題であることを述べた。そこで、本研究では、1)

社会基盤整備プロジェクトの種々の便益計量化法に対し推定便益の信頼性評価法を開発し、2)費用便益分析指標を基にしたプロジェクト採択のリスク分析法を開発することを主要な課題と位置付けた。以上の問題意識のもとに、社会基盤整備プロジェクトの事前の経済評価のリスク分析として、社会基盤整備プロジェクトの種々の便益計量化手法の中から、離散選択モデルを用いた推定便益の信頼性評価法を開発すること、および、開発された推計便益の信頼性評価法を拡張し、費用便益分析指標を基にしたプロジェクト採択のリスク分析法の開発することを本研究の目的とすることを述べた。その上で、本研究の構成について説明した。

第2章では、社会基盤整備プロジェクトの便益計量化に関する基礎理論および離散選択モデルを用いた社会基盤整備便益の計量化に関する既往の研究成果について整理し、本研究の位置付けを明らかにした。

具体的には、社会基盤施設の特性を踏まえた整理により、社会基盤施設として市場性および非市場性を有した施設が存在し、本研究では非市場財的性質を有する社会基盤整備プロジェクトの経済評価に着目することを明らかにした。また、事業効果としては、施設効果の利用者効果および技術的外部効果に着目することを示した。次に、社会基盤整備便益の測度として消費者余剰 CS 、補償変分 CV 、等価変分 EV を示し、非市場財に関する代表的な便益計量化手法として代替法、消費者余剰法、旅行費用法、ヘドニック法、仮想評価法が開発されてきていることを示した。さらに、離散選択モデルを用いた便益計量化アプローチに着目し、離散選択モデルの基礎理論および便益計量化に関する既往の研究成果を整理した。離散選択モデルを適用した便益計量化としては、最大期待効用から導出されるオプション価格を用いたアプローチおよびCECVMにて被験者に直接支払意思額を尋ねるランダム効用モデルによるアプローチが開発されてきていることを示した。また、調査データの特性を踏まえることで便益計量化手法は顕示選好(RP)データ型と選好意識(SP)データ型に区分されること、および離散選択モデルを用いたアプローチとして、RPデータ型では住宅立地選択、交通経路選択および個人旅行費用法(ITCM)を適用した便益計測、SPデータ型では仮想評価法(CVM)および個人旅行費用法(ITCM)を適用した便益計測が代表的であることを示した。また、推計便益の信頼性評価法に関する既往の研究成果としてブートストラップ法や推計パラメータの漸近正規性を援用したパラメトリック・シミュレーション法、支払意思額関数を用いたアプローチやテラー近似法等の信頼区間推定法が開発されてきていることを示した。以上を踏まえ、現状では、社会基盤プロジェクトの便益計量化に関する基礎理論および代表的な計量化手法は確立されつつあるものの、種々の便益計量化手法から推計された便益の直接的な信頼性評価については明確な方法論が確立されていないことを明らかにした。そこで、本研究では、社会基盤整備プロジェクトの事前の経済

評価のリスク分析として、不確実性を客観的な確率分布として取扱い定量的に評価可能な枠組みにおいて、社会基盤整備プロジェクトの便益計量化法として離散選択モデルを用いたアプローチに着目し、RPデータ型として個人旅行費用法(ITCM)、SPデータ型として仮想評価法(CECVM)を対象に、推計便益のリスク分析として推計パラメータの確率分布を援用した推定便益の信頼区間推定法を開発すること、また、推計便益の信頼性評価法を拡張し、推計された費用や便益の不確実性を確率分布として取扱うことで、費用便益分析指標(NPV , CBR)を基にしたプロジェクト採択のリスク分析法を開発することを、本研究の具体的な検討テーマとして位置付けた。

第3章では、推計便益のリスク分析として、離散選択モデルを用いた社会基盤整備便益の計量化法としてRPデータを基本とする旅行費用法に着目し、高次の非線形関数となる個人のオプション価格推定量の信頼区間推定法の開発を行った。ここでは、まず、離散選択モデルを用いた個人のレクリエーション便益計量化のための基礎モデルの定式化を行い、高次の非線形関数となる個人のオプション価格の信頼区間推定法として、離散選択モデルの推計結果から与えられるパラメータが漸近正規性を有することを利用して、解析的な近似法としてテラー展開およびエッジワース展開を用いた信頼区間推定法の定式化、およびシミュレーション法として多変量正規乱数を利用したパラメトリック・シミュレーション法による信頼区間推定法の提示を行った。また、定式化した信頼区間推定法の有用性を検証することを目的とし、モンテカルロ法により得た仮想データとともに、木津川の河川利用に関する実証データを基にした数値検証を行った。以下、本章で得たオプション価格に対する各種信頼区間推定法の知見をとりまとめる。

(1) テラー展開は、仮想データによる検証においてサンプル数を一定とした場合は調査精度の向上に従い、また調査精度を一定とした場合はサンプル数の増加に従い、推計された中央値、レンジおよび変動率は他の信頼区間推定法の結果に漸近していく。一方、推計された中央値は仮想データの検証モデル全体を通して他の信頼区間推定法に比べ過大推計となっていた。また、実データによる検証では個人のオプション価格の2.5%信頼下限において負の値が推計されており、高次の非線形関数推定量となる個人のオプション価格推定量に対しては、対称分布(正規分布)を仮定した信頼区間推計は誤差が生じる可能性が示唆される。

(2) エッジワース展開は、推定量の漸近正規性を前提とした分布の歪みを考慮した推計法であり、仮想データによる検証においては、サンプル数を一定とした場合は調査精度の低下に従い、また調査精度を一定とした場合はサンプル数の減少に従い、パラメトリック・シミュレーション法($R=50000$)の結果と若干の乖離が認められるが、仮想データの検証モデル全体を通して、エッジワース展開から求められた中央値はパラメトリック・シミュレー

ション法の中央値と0.001のオーダーで一致していた。また、信頼限界値もサンプル数を一定とした場合は調査精度の向上に従い、また調査精度を一定とした場合はサンプル数の増加に従いパラメトリック・シミュレーション法の結果に漸近していくことが確認されている。一方、実データによる検証では、求められた中央値はパラメトリック・シミュレーション法($R=50000$)の中央値と一致し、2.5%信頼上限もパラメトリック・シミュレーション法($R=50000$)の結果に近似するが、2.5%信頼下限はテラー展開同様に負の値と推計されており、オプション価格推定量に対し漸近理論を適用した信頼区間推計法の影響が確認されている。

(3) パラメトリック・シミュレーション法では、推定量の漸近特性をより厳密に把握することを目的に乱数発生回数 $R = 50000$ を採用することで比較評価に対する基準と位置付けた。また、シミュレーション法では結果が一意に求まらない欠点を有するが、 $R = 50000$ は $R = 1000$ に比べ推計過程上高い安定性が見られており、精度あるシミュレーションを行う上では可能な限り乱数発生回数 R を大きくとることが妥当であると判断している。仮想データによる検証においては、中央値はモデル全体を通じてエッジワース展開の結果と高い精度で一致しており、信頼限界値もサンプル数を一定とした場合は調査精度の向上に従い、また調査精度を一定とした場合はサンプル数の増加に従いエッジワース展開の結果と一致して行く結果が得られている。また、実データによる検証では、得られた中央値はエッジワース展開の中央値と一致し、個人のオプション価格の2.5%信頼下限は負の値とはならず0.000と推計される結果が得られた。

以上の第3章の結果を踏まえると、推計便益のリスク分析として分散の直接推計が困難な非線形関数となるオプション価格推定量の信頼区間を求める上では、パラメトリック・シミュレーション法が有効であるといえる。パラメトリック・シミュレーション法は、推定量の関数形に依存せず、乱数の発生回数を可能な限り多くとることで安定した信頼区間推計が得られる有用な信頼区間推定法といえる。また、パラメトリック・シミュレーション法の結果の解析的な補完検証アプローチとしては、非線形関数の推定量に対する推定量の漸近分布および分布の漸近展開値を解析的に求めるエッジワース展開が有用なアプローチといえ、エッジワース展開は非線形推定量の中央値の推定においても有効であるといえる。

第4章では、推計便益のリスク分析として、離散選択モデルを用いた社会基盤整備便益の計量化法として仮想的な選択行動に基づいたSPデータを基本とする仮想評価法(CECVM)に着目し、非線形関数となる個人の支払意思額平均値の推定量の信頼区間推定法の開発を行った。本章の特徴としては、まず、離散選択モデルの推計結果から与えられるパラメータが漸近正規性を有することを利用して、解析的に個人の支払意思額平均値の信頼区間を求める解析法を導出することが可能となったことである。さらに、解析法以外の信頼区間推

定法として、第3章と同様に近似法としてテラー展開およびエッジワース展開を用いた信頼区間推定法、およびシミュレーション法として多変量正規乱数を利用したパラメトリック・シミュレーション法の提示を行った。また、解析法による信頼区間推計法が定式化できたことにより、解析法による信頼区間推計結果を基準として第3章では行えなかった近似法およびシミュレーション法による信頼区間推定法の有用性について検証が可能となっている。また、定式化した信頼区間推定法の有用性を検証することを目的とし、仮想データとともに、琵琶湖の水質改善案に関するCVMデータを基にした数値検証を行った。以下、本章で得た個人の支払意思額平均値に対する各種信頼区間推定法の知見をとりまとめる。

(1) 解析法はCECVMにおける個人の支払意思額平均値の信頼区間を解析的に求めることが可能な推定量であり、原則、第4章で提示したCECVMモデルをもとに信頼区間を求める場合は、当推定量を適用することが妥当である。

(2) テラー展開は、仮想データによる検証において、サンプル数を一定とした場合は調査精度の向上に従い、また調査精度を一定とした場合はサンプル数の増加に従い、推計された中央値、レンジおよび変動率は解析法の結果に漸近していくが、実データによる検証からも非線形関数の推定量に対しては、対称分布を仮定した信頼区間推計は誤差が生じる可能性が示唆される。

(3) エッジワース展開は、仮想データによる検証において推計される中央値は解析法と一致し、サンプル数を一定とした場合は調査精度の向上に従い、また調査精度を一定とした場合はサンプル数の増加に従い、信頼限界値も解析法の結果に漸近する傾向が確認されている。実データによる検証からは中央値は解析法と一致するものの、信頼区間は解析法に比べ過小推計となっていた。エッジワース展開は、解析的な有用な近似アプローチではあるが、非線形推定量に対し漸近理論を適用した信頼区間推計法の影響が確認されている。

(4) パラメトリック・シミュレーション法($R=50000$)は、仮想データおよび実データの全検証を通じ推計された中央値および信頼限界値は解析法の結果と $1/1000$ のオーダーで一致し、解析法と概ね同精度の信頼区間推計が行えていた。また、多変量正規乱数の発生回数 R は可能な限り多く取ることが、推定量の漸近特性をより厳密にかつ安定して把握する上で妥当であるといえる。

さらに、第4章では、モデルの基本構造自体に所得の限界効用項が個人属性に依存していると仮定することで、支払意思額の均質分散性を仮定することなく、個人属性の違いが支払意思額の分散に影響を及ぼす異質分散性を考慮した個人の支払意思額平均値の推定量および信頼区間推定法の定式化が可能となっている。実データによる数値検証の結果からは、異質分散性を考慮した[拡張モデル]は均質分散を仮定した[基本モデル]に比べモデル自体の推計精度は向上しなかったものの、感度分析の結果から異質分散性を考慮した[拡張モ

デル]が、安定した個人の支払意思額平均値の中央値および信頼区間の推計を可能とする結果が確認されており、個人の支払意思額に異質分散性を考慮しうる推定量の定式化を行うことで、安定した便益推計を可能とすることを示唆する結果が得られている。

以上を踏まえると、推計便益のリスク分析として、第4章で提示したCECVMモデルをもとに個人の支払意思額平均値の信頼区間を求める上では解析法を適用することが妥当である。また、CECVMモデルの安定した便益推計を可能とするには所得の限界効用項に異質分散性を考慮したモデル推計を行うことが有効であるといえる。一方、解析法以外の信頼区間推定法を用いる場合はパラメトリック・シミュレーション法の利用が有効であるといえる。特に、第3章の結果も踏まえると、推計便益のリスク分析として非線形推定量の信頼区間推定法が解析的に導出できない場合は、パラメトリック・シミュレーション法の適用が有効であるといえる。

第5章では、第3章および第4章で開発された推計便益の信頼性評価法を拡張し、社会基盤整備プロジェクトの事前の経済評価のリスク分析として、費用便益分析の代表的評価指標である純現在価値(費用便益比)を基にしたプロジェクト採択のリスク分析法の開発を行った。ここでは、複数の費用と便益の推計結果が得られた場合の、費用と便益の推計精度を考慮した費用便益分析モデルの定式化を行い、費用便益分析指標を基にしたリスク分析モデルが純現在価値を代表指標として定式化可能なことを示し、プロジェクト採択のリスク分析法として純現在価値の信頼区間推定法およびプロジェクト採択が妥当視される確率として純現在価値の採択基準を満たすプロジェクト採択確率を求める分析法の提示を行った。また、定式化したリスク分析法の有用性検証を目的とし、仮想データを適用した数値検証とともに、既往データを基にした試算として第3章および第4章で構築した実データモデルと既往プロジェクトの計画時と竣工時の事業費の乖離率を適用した試算を行った。以下、本章で得た知見をとりまとめる。

(1) 仮想データ(全項目正規分布を仮定)を適用した数値検証からは、費用と便益の推計精度を費用便益分析の枠組みに考慮することで、従来の平均値主体の評価のみならず、プロジェクト採択のリスク分析として費用便益分析指標に確率表現を用いることの有用性を肯定する結果が得られている。また、 $CBR = B/C = a$ (定数)を所与とし、費用と便益の総現在価値の変動係数をもとにしたプロジェクト採択リスクの簡易評価図を提示することで、費用と便益の推計精度が採択基準に及ばず影響度を明示することが可能となっている。

(2) 既往データを基にした試算では、現時点把握が困難な事業費の確率分布について、5つの既往プロジェクトをもとに基礎情報の検討を行い、事業費変遷等につき特定の仮定は設定したものの、計画時点の事業費と計画年次価値で評価した総事業費の事業費比率が1.27倍～2.22倍に変動する概略傾向を確認している。当結果は、検討事業数が少なく、事業

内容，実施時期等も異なる事例をもとにした試算結果であることに留意する必要があるが，計画時点と竣工時点の概略の事業費変動を捕らえる基礎情報としては有用である．

(3) 検証モデルと既往プロジェクトの事業費比率分布を適用した試算においては，年便益の確率分布に推計パラメータの多変量正規分布を適用し，年費用の確率分布には事業費比率分布として対数正規分布を仮定したが，当試算の枠組みにおいては，既往データから得られた費用と便益の推計精度がプロジェクト採択リスクに及ぼす影響度として，費用の推計精度に比べ，特に便益の推計精度の影響が大きいくことを示唆する結果が得られている．また，当事業費比率分布を適用した場合の試算の枠組みにおいては，プロジェクト採択が妥当視される確率として純現在価値による採択 ($NPV \geq 0$) を概ね50%以上で信頼するには，平均値を適用した費用便益分析の結果として $B/C=1.5$ 以上を確保しておくことが望ましいことを示唆する結果が得られている．

(4) さらに，既往プロジェクトの事業費比率分布を適用し拡張を行ったプロジェクト採択リスクの簡易評価図においては，費用・便益とも正規分布変換および近似を行ったが，プロジェクト採択確率の概略傾向を掴む観点からは良好な図示が可能であった．

以上の第5章の結果を踏まえると，社会基盤整備プロジェクトの事前の経済評価のリスクマネジメントとして，従来の平均値主体の経済評価のみならず，費用便益分析指標に費用と便益の推計精度を考慮したプロジェクト採択のリスク分析法を適用することが有用であるといえる．また，当事業費比率分布を適用した場合の試算の枠組みにおいては，純現在価値による採択を概ね50%以上で信頼するには，平均値を適用した費用便益分析の結果として $B/C=1.5$ 以上を確保しておくことが望ましいことが示唆される．さらに，第5章で提案したプロジェクト採択リスクの簡易評価図は，今後とも改善が必要であるものの，プロジェクト採択のリスク分析の簡易評価図として利用可能性は高いものと考えられる．

以上，本研究では，社会基盤整備プロジェクトの経済評価法として費用便益分析に着目し，プロジェクト採択のリスクマネジメントとして，推計便益のリスク分析としては推計便益の信頼区間推定法を開発し，プロジェクト採択のリスク分析としては純現在価値を代表指標とした信頼区間推定法および純現在価値の採択基準を満たすプロジェクト採択確率を求める分析法の開発を行ってきた．

本研究の主たる成果としては，第一に，CECVMモデルにおいて個人の支払意思額平均値の信頼区間推定量として解析法の定式化が可能となったことである．第二に，オプション価格等の高次の非線形関数推定量の信頼区間推定の場合は，パラメトリック・シミュレーション法の適用が有用であることを確認したことである．なお，パラメトリック・シミュレーション法は一意に結果が得られない欠点を有するが，乱数の発生回数を可能な限り多

くとすることで、分布形に依存せず安定した信頼区間推計が得られる有用な信頼区間推定法といえる。第三には、プロジェクト採択のリスク分析法として純現在価値を代表指標とした信頼区間推定法およびプロジェクト採択が妥当視される確率として純現在価値の採択基準を満たすプロジェクト採択確率を求める分析法の開発が可能となったことである。また、プロジェクト採択リスクの簡易評価図の提示により、費用と便益の推計精度が採択基準に及ぼす影響度の明示を可能としているとともに、非線形の複合推定量となる純現在価値 NPV_X のリスク分析時においてもパラメトリック・シミュレーション法の適用が有用であることを確認している。

今後の課題としては、費用便益分析指標を基にしたプロジェクト採択のリスク分析法の実用化および精度向上に向けて、既往のプロジェクトの費用・便益の計測事例の収集とともに、特に事業費データ収集による事業費の分布把握が重要な課題であるといえる。

また、便益の信頼区間推計についても、本研究では、個人の推計便益に着目したが、推計パラメータを所与とした母集団便益の信頼区間推計、さらには、推計パラメータおよび個人属性分布をも考慮した母集団便益の信頼区間推計等についても定式化を進める必要があると考える。

さらに、本研究においては検討対象としなかった消費者余剰法およびヘドニック法等の便益計量化手法についても、当信頼性評価法の拡張が可能と考えられ、適切な信頼性評価法の確立が必要であろうと考える。

以上を要するに、本研究では、費用便益分析をもとにした社会基盤整備プロジェクトの事前の経済評価のリスク分析として、プロジェクト採択のリスクを客観的に評価可能とする方法論について有効な知見が得られたと考える。今後は以上の課題について検討していきたい。

付録 A

社会基盤整備プロジェクトの便益計量化理論

社会基盤整備プロジェクトの便益計量化に関する基礎理論を示す。まず第一に厚生変化に関する基礎モデルを示し、次に市場財の価格変化に対する厚生変化の貨幣測度を示す。さらに市場財の議論を拡張し、非市場財の環境質変化に対する厚生変化の貨幣測度を示す。

A.1 基礎モデル

個人が n 個の市場財と m 個の非市場財を消費していると仮定する。ここで、 $X = (x_1, \dots, x_n)$ は市場財のベクトル、 $Q = (q_1, \dots, q_m)$ は非市場財の環境質水準ベクトルとする。このときの効用を U とすると、効用関数は式 (A.1) で示される。

$$U = U(X, Q) \quad (\text{A.1})$$

ここで、個人の所得を Y 、市場財の価格ベクトルを $P = (p_1, \dots, p_n)$ とすると、個人の効用最大化問題は式 (A.2) で示される。なお、非市場財については価格が存在しないことから、 Q は予算制約に現れてこない。

$$\begin{aligned} \max_X U(X, Q) \\ \text{s.t. } PX = Y \end{aligned} \quad (\text{A.2})$$

ここで、市場財は正常財であり、非市場財も正の限界効用を与えるものと仮定する。

$$\partial U / \partial x_i > 0$$

$$\partial U / \partial q_j > 0$$

式 (A.2) を解くと、式 (A.3) の Marshall 需要関数が得られる。普通、需要関数という場合は Marshall 需要関数を意味する。

$$X = X(P, Q, Y) \quad (\text{A.3})$$

このとき，非市場財の環境質水準 Q は潜在的に市場財 X の需要に関連を持つと考えられ，もし $\partial x_i / \partial q_j = 0$ でなければ，式 (A.3) の Marshall 需要関数をシフトさせると考えられる．この考え方が，後述の非市場財の環境質変化に対する厚生変化の貨幣測度の考え方に基礎理論を与える．

式 (A.3) を式 (A.2) に代入すると，式 (A.4) の間接効用関数が得られる．

$$V = V(P, Q, Y) \quad (\text{A.4})$$

間接効用関数は，以下のような性質を持っている．

$$\frac{\partial V(P, Q, Y)}{\partial p_i} = -x_i(P, Q, Y)\lambda(P, Y) \quad (\text{A.5})$$

$$\frac{\partial V(P, Q, Y)}{\partial Y} = \lambda(P, Y) \quad (\text{A.6})$$

ここで， λ はラグランジュ乗数である．これより，間接効用関数と通常の需要関数は，次の関係が成立する (Roy の恒等式) ．

$$\frac{\partial V(P, Q, Y) / \partial p_i}{\partial V(P, Q, Y) / \partial Y} = -x_i(P, Q, Y) \quad (\text{A.7})$$

次に，効用水準を一定水準に維持したときに支出額を最小にするケースを考える．これが，式 (A.8) の費用最小化問題である．

$$\begin{aligned} \min_X PX \\ \text{s.t. } U(X, Q) = U^0 \end{aligned} \quad (\text{A.8})$$

これを解くと，Hicks 補償需要関数 h が得られる．

$$h = h(P, Q, U^0) \quad (\text{A.9})$$

このとき，市場財の価格 P と非市場財の環境質水準 Q が与えられたもとで，効用水準 U^0 を達成するための最小支出額は式 (A.10) の支出関数として定義される．

$$e = e(P, Q, U^0) \quad (\text{A.10})$$

このとき，市場財の価格および非市場財の環境質水準の各要素について次の性質が期待される．

$$\partial V / \partial p_i < 0$$

$$\partial e / \partial p_i > 0$$

$$\partial V / \partial q_j > 0$$

$$\partial e / \partial q_j < 0$$

また，支出関数を市場財の価格で偏微分すると補償需要関数が得られる．

$$\frac{\partial e(P, Q, U^0)}{\partial p_i} = h_i(P, Q, U^0) \quad (\text{A.11})$$

A.2 市場財の価格変化に対する厚生変化の貨幣測度

以上の基礎理論をもとに，特定の政策によって市場財の価格が現在の P^0 から P^1 へと変化した場合の厚生変化を考える．ここで，スーパースクリプト 0 はプロジェクト無し (without) の状態を示し，1 はプロジェクト有り (with) の状態を示すものと定義する．市場財の価格変化に対する厚生変化を貨幣単位で評価するための貨幣測度には，消費者余剰，補償変分，等価変分がある．

1. 消費者余剰 (CS : Consumer Surplus) : 所得を一定にしたとき，その財を全く購入しないよりは，その価格で財を購入してもよいと思う価格の総和から，実際に支払った額を差し引いたもの．
2. 補償変分 (CV : Compensating Variation) : 価格が低下 (上昇) したときに，変化した後の価格に維持したままで，変化する以前と同じ効用水準に消費者を維持するために消費者から取り去ることのできる最大支払意思額 (与えなければならない最小補償額) ．
3. 等価変分 (EV : Equivalent Variation) : 価格が低下 (上昇) したときに，変化前の価格に維持したままで変化後の効用水準にまで到達するために消費者に支払わねばならない最小補償額 (取り去ることのできる最大支払意思額) ．

A.2.1 市場財の価格変化に対する消費者余剰

第 1 の貨幣測度「消費者余剰」は，通常の需要曲線から得られる．式 (A.3) をもとに，市場財の第 i 財を例とした需要関数は図 A.1 に示すような右下がりの曲線となる．これは，市場財の価格 p_i の減少に伴い，需要量が増加することを意味している．

ここで，市場財の価格 p_i が現在の p_i^0 から p_i^1 に減少したとする．このとき，この価格変化によって生じた厚生変化を消費者余剰測度で評価すると式 (A.12) となる．

$$CS = - \int_{p_i^0}^{p_i^1} x_i(P, Q, Y) dp_i \quad (\text{A.12})$$

このように，市場財の価格変化に対する厚生変化の貨幣測度は，価格と需要量の関係が与えられると，消費者余剰 CS を使って定義できる．

ただし，この消費者余剰による評価方法には「経路従属性」という問題が存在する．経路従属性とは，2 財以上の市場財に対し，変化前の価格と変化後の価格が同じであっても，

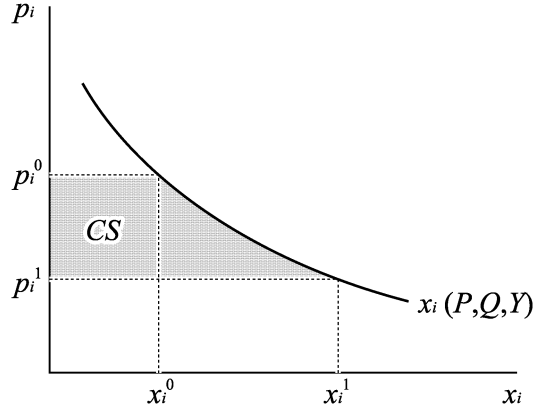


図 A.1 需要関数と消費者余剰

価格の変化する経路によって、消費者余剰の値も変化する性質である。この場合、交差価格代替効果が等しいときや所得効果が存在しない場合などの特殊なケース以外は、価格変化の経路が異なると消費者余剰は異なる値を示してしまう。

以下、消費者余剰が効用変化の貨幣測度として解釈可能な場合の条件を示す。価格が p_i^0 から p_i^1 へ変化したときの効用変化は式 (A.13) となる。

$$\begin{aligned}\Delta U &= V(p_i^1, Q, Y) - V(p_i^0, Q, Y) \\ &= - \int_{p_i^0}^{p_i^1} x_i(P, Q, Y) \lambda(P, Q, Y) dp_i\end{aligned}\quad (\text{A.13})$$

このとき、所得の限界効用 λ を一定すると式 (A.14) が得られる。

$$CS = \frac{\Delta U}{\lambda} \quad (\text{A.14})$$

したがって、Marshallの消費者余剰は、所得の限界効用が一定という仮定のもとでは、価格変化による効用変化を貨幣単位で評価したものと解釈できる。ただし、あらゆる価格の変化に対して所得の限界効用が一定という条件は、非常に厳しい仮定である。価格と所得が全て k 倍となったとき、所得の限界効用は $1/k$ 倍となる。所得の限界効用が、すべての財の価格と所得から同時に独立となることはありえない。

少なくとも一つの価格、あるいは所得が固定されている場合、 λ が固定された価格(所得)のみの関数であれば所得の限界効用を定数と見なすことができる。 λ が所得のみの関数となるのは、所得弾力性が1のときのみである。これは効用関数がホモセティックであることを意味する。一方、 λ がある一つの価格 p_i のみの関数となるのは、効用関数が準線形関数のときのみである。

このように，所得の限界効用が一定という仮定が成立しない場合，消費者余剰は「経路従属性」の問題が生じる．上述のような条件が満たされている場合にのみ， CS は一義的に経済的厚生変化を表しうるが，一方では理論的な問題を抱えている．

これに代わる測度として補償変分，等価変分が考えられてきた．

A.2.2 市場財の価格変化に対する補償変分

補償変分 CV とは，「価格が減少(増加)したときに，変化する以前と同じ効用水準に消費者を維持するために消費者から取り去ることのできる最大支払意思額(与えなければならぬ最小補償額)」のことである．価格が P^0 から P^1 へと変化したときの補償変分 CV を間接効用関数を用いて定義すると式 (A.15) となる．

$$V(P^0, Q, Y) = V(P^1, Q, Y - CV) = U^0 \quad (\text{A.15})$$

すなわち，価格が P^0 から P^1 へと変化したときに，変化前の効用水準 U^0 に維持するために所得から取り去ることができる金額が補償変分 CV である．補償変分 CV は，支出関数および Hicks 補償需要関数を使っても定義可能である．支出関数とは価格と効用水準を所与としたときの最小支出額であるから，補償変分 CV は式 (A.16) のように支出関数を用いて表現される．

$$\begin{aligned} CV &= e(P^0, Q, U^0) - e(P^1, Q, U^0) \\ &= Y - e(P^1, Q, U^0) \\ &= e(P^1, Q, U^1) - e(P^1, Q, U^0) \end{aligned} \quad (\text{A.16})$$

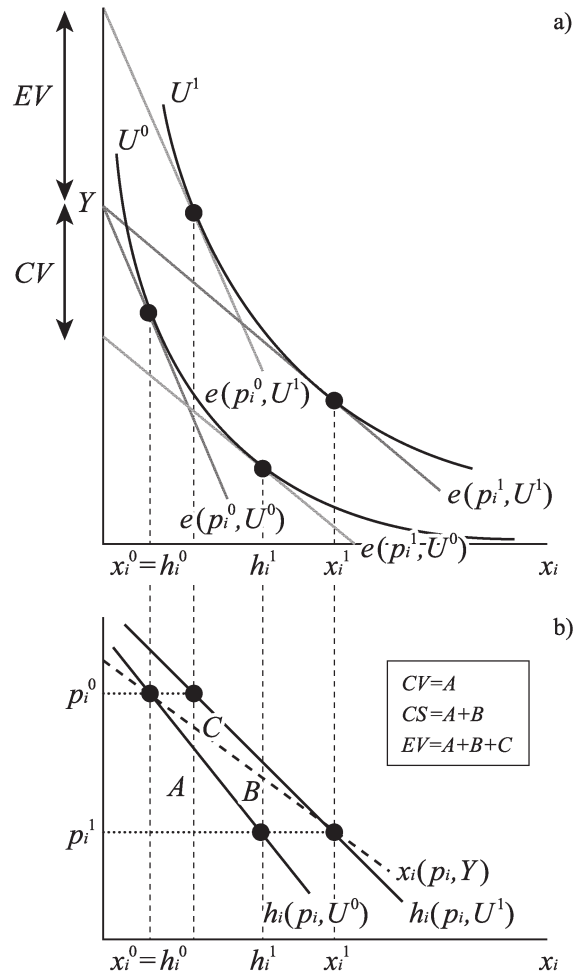
また，シェパードの補題式 (A.11) を式 (A.16) に代入すると，第 i 財に間して，Hicks 補償需要関数を用いた補償変分 CV を定義することができる．

$$\begin{aligned} CV &= \int_{p_i^0}^{p_i^1} \frac{\partial e(P, Q, U^0)}{\partial p_i} dp_i \\ &= \int_{p_i^0}^{p_i^1} h_i(P, Q, U^0) dp_i \end{aligned} \quad (\text{A.17})$$

価格が P^0 から P^1 へと減少した場合，消費者の効用水準は U^0 から U^1 へと上昇するが，これを変化以前の効用水準 U^0 に維持するには，補償変分 CV だけの金額を消費者から取り去らねばならない．これを図示したのが図 A.2 a) である．横軸は第 i 財の数量，縦軸は第 i 財以外の合成財で価格 1 のニュメレール財(価値基準財)である．価格が p_i^0 から p_i^1 と減少したことに伴い，予算制約線が $e(p_i^0, U^0)$ で示した直線から $e(p_i^1, U^1)$ で示した直線に移動し，効用水準は U^0 から U^1 へと上昇する．この変化した価格 p_i^1 のもとで，変化以前の効用水準 U^0 ま

で戻すには、予算制約線を $e(p_i^1, U^0)$ で示した直線まで下側にシフトさせる必要がある。このシフト分が補償変分 CV である。

図A.2 b) は補償需要曲線 $h_i(p_i, U^0)$ と補償変分 CV の関係を示している。消費者余剰 CS は通常の需要曲線の左側面積 ($A+B$) であったのに対して、補償変分 CV は補償需要曲線の左側面積 (A) に相当する。



図A.2 市場財の価格変化に対する補償変分 CV と等価変分 EV と消費者余剰 CS の関係

A.2.3 市場財の価格変化に対する等価変分

等価変分 EV とは、「価格が減少(上昇)したときに、変化後の効用水準にまで到達するために消費者に支払わねばならない最小補償額(取り去ることのできる最大支払意思額)」のことである。価格が P^0 から P^1 へと変化したときの等価変分 EV を間接効用関数を用いて定

義すると式 (A.18) となる。

$$V(P^0, Q, Y + EV) = V(P^1, Q, Y) = U^1 \quad (\text{A.18})$$

支出関数を用いて表現した場合は式 (A.19) となり，

$$\begin{aligned} EV &= e(P^0, Q, U^1) - e(P^1, Q, U^1) \\ &= e(P^0, Q, U^1) - Y \\ &= e(P^0, Q, U^1) - e(P^0, Q, U^0) \end{aligned} \quad (\text{A.19})$$

第 i 財について Hicks 補償需要関数を用いて表現した場合は式 (A.20) となる。

$$\begin{aligned} EV &= \int_{p_i^0}^{p_i^1} \frac{\partial e(P, Q, U^1)}{\partial p_i} dp_i \\ &= \int_{p_i^0}^{p_i^1} h_i(P, Q, U^1) dp_i \end{aligned} \quad (\text{A.20})$$

補償変分と同様に，等価変分を図示すると図 A.2 a) の通りである。また，図 A.2 b) に示す補償需要曲線 $h_i(p_i, U^1)$ と等価変分 EV の関係から，等価変分 EV は補償需要曲線の左側面積 (A+B+C) に対応する。

A.2.4 消費者余剰と補償変分・等価変分の関係

図 A.2 b) から，価格が P^0 から P^1 へ低下したとき，消費者余剰の変化分 CS と補償変分 CV ，等価変分 EV は，その財が正常財の場合 $CV < CS < EV$ の関係がある。しかしながら，所得効果が存在しない場合は 2 つの補償需要曲線は一致し $CV = CS = EV$ となる。また，この場合は効用関数が Gorman 型効用関数 (準線形効用関数) であることが必要である。

消費者余剰には経路従属性の問題が存在した。補償変分や等価変分の場合は経路従属性の問題は存在しない。価格がどのような順序で変化しても，初期価格と最終価格が同じであれば，補償変分や等価変分は一意に決定する。補償変分や等価変分は「経路独立性」を持っている。

A.3 非市場財の環境質変化に対する厚生変化の貨幣測度

市場財の議論を拡張し，非市場財の環境質変化に対する厚生変化の貨幣測度を示す。

なお，非市場財の環境質水準レベル Q は量的変数としても取り扱われることも多い。例えば，可視度や水質の BOD，漁獲量，騒音等が挙げられる。

A.3.1 非市場財の環境質変化に対する補償変分

非市場財の環境質変化に関する補償変分 CV とは「非市場財の環境質が改善(悪化)したときに、変化する以前の効用水準に消費者を維持するという条件下で改善(悪化)を確保するために消費者が支払うに値すると考える最大支払意思額(必要と考える最小補償額)」のことである。すなわち、環境質改善の場合は CV は支払意思額 (WTP : Willingness to pay) であり、環境質悪化の場合は受入補償額 (WTA : Willingness to accept compensation) となる。間接効用関数を用いると、補償変分 CV は式 (A.21) で定義される。

$$V(P, Q^0, Y) = V(P, Q^1, Y - CV) = U^0 \quad (\text{A.21})$$

ただし、 P は市場財の価格(一定)、 Y は所得、 Q^0 は変化する前の非市場財の環境質水準、 Q^1 は変化後の環境質水準である。これを支出関数を用いて表現すると式 (A.22) となる。

$$\begin{aligned} CV &= e(P, Q^0, U^0) - e(P, Q^1, U^0) \\ &= Y - e(P, Q^1, U^0) \\ &= e(P, Q^1, U^1) - e(P, Q^1, U^0) \end{aligned} \quad (\text{A.22})$$

前節の市場財の価格変化に対する貨幣測度の定式化においては、通常の市場財であれば効用水準に対応する Hicks 補償需要関数を導出することによって補償変分を求めることが可能であった。一方、非市場財の環境質変化の場合は市場価格が存在しないことから、Hicks 補償需要関数を適用することが出来ない。そのため、非市場財の環境質変化に対しては限界支払意思額関数をもとに補償変分を求めることとなる。第 i 財の非市場財に関する環境の限界価値 W_{qi} は式 (A.23) のとおりである。

$$W_{qi} = - \frac{\partial e(P, Q, U^0)}{\partial q_i} \quad (\text{A.23})$$

このように、環境質変化に対する限界支払意思額関数 W_{qi} は市場財に対する Hicks 補償需要関数に類似する。

第 i 財の非市場財の環境質変化に対する補償変分 CV は限界支払意思額関数 W_{qi} を用いて式 (A.24) となる。

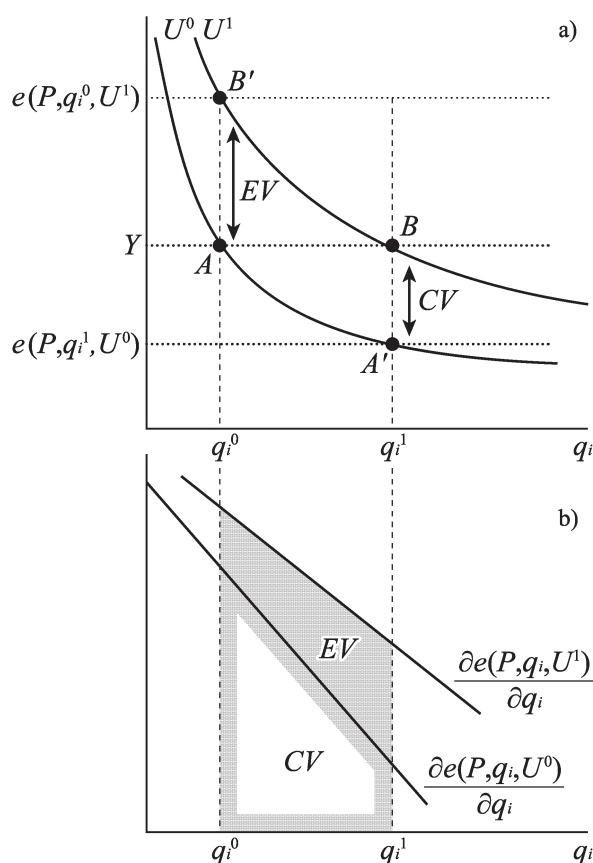
$$\begin{aligned} CV &= \int_{q_i^0}^{q_i^1} W_{qi} dq_i \\ &= \int_{q_i^0}^{q_i^1} \frac{\partial e(P, Q, U^0)}{\partial q_i} dq_i \end{aligned} \quad (\text{A.24})$$

第 i 財の非市場財の環境質変化に対する補償変分を図 A.3 a) に示す。ここで、縦軸は非市場財以外の全ての財の合成財であり価格が 1 のニュメレール財であるとする。また、非市場財の環境質の変化には価格が存在しないことから予算制約線は水平となる。

非市場財の環境質変化前の消費ベクトルがA点であるとする。非市場財の環境質変化後の消費ベクトルはより高い効用水準であるB点に移行するとする。

このとき、所得から補償変分CVを引き下げることで、変化前の効用水準 U^0 を保つことが可能となる。このとき、AとA'は無差別となる。

また、図A.3 b)に示すとおり、限界価値曲線を用いて補償変分を示すことも可能である。式(A.24)より、補償変分は効用水準が U^0 であるときの限界価値曲線の下側面積に相当する。市場財の価格変化に対する補償変分が補償需要曲線の左側面積であるのに対して、非市場財の環境質変化に対する補償変分は下側面積となる。



図A.3 非市場財の環境質変化に対する補償変分CVと等価変分EV

A.3.2 非市場財の環境質変化に対する等価変分

非市場財の環境質変化に関する等価変分EVとは「非市場財の環境質が改善(悪化)したときに、変化後の効用水準に消費者を維持するという条件下で改善(悪化)をあきらめるため

に消費者が必要と考える最小補償額(支払うに値すると考える最大支払意思額)」のことである。すなわち，環境質改善の場合は EV は受入補償額 (WTA) であり，環境質悪化の場合は支払意思額 (WTP) となる。間接効用関数を用いると，補償変分 EV は式 (A.25) で定義される。

$$V(P, Q^0, Y + EV) = V(P, Q^1, Y) = U^1 \quad (\text{A.25})$$

支出関数を用いて表現すると式 (A.26) となる。

$$\begin{aligned} EV &= e(P, Q^0, U^1) - e(P, Q^1, U^1) \\ &= e(P, Q^0, U^1) - Y \\ &= e(P, Q^0, U^1) - e(P, Q^0, U^0) \end{aligned} \quad (\text{A.26})$$

第 i 財の非市場財の環境質変化に対する等価変分は限界支払意思額関数 W_{q_i} を用いて式 (A.27) となる。

$$\begin{aligned} EV &= \int_{q_i^0}^{q_i^1} W_{q_i} dq_i \\ &= \int_{q_i^0}^{q_i^1} \frac{\partial e(P, Q, U^1)}{\partial q_i} dq_i \end{aligned} \quad (\text{A.27})$$

補償変分と同様，等価変分を図示すると図 A.3 a) の通りである。また，図 A.3 b) より，等価変分は効用水準が U^1 であるときの限界価値曲線の下側面積に相当する。

A.3.3 弱補完性によるアプローチ

市場財と非市場財に何らかの関係が見られる場合，間接的に非市場財の環境質変化の貨幣価値を評価することが可能である。Mäler は，市場財と非市場財が補完財の関係にあるときに，弱補完性 (weak complementarity) の仮定が成立すると，市場財と非市場財の相互関係をもとに間接的に非市場財の環境質変化の貨幣価値を評価できることを示した。

市場財の Hicks 補償需要関数を式 (A.28) とする。

$$h_i = h_i(p_i, Q, U^0) \quad (\text{A.28})$$

市場財と非市場財が補完関係にあるため，次の関係が成立する。

$$\partial h / \partial Q > 0$$

非市場財の環境質水準が現在の Q^0 から Q^1 へと改善したとする。この環境質変化を補償変分 CV を用いて評価すると式 (A.29) となる。

$$CV = e(p_i, Q^0, U^0) - e(p_i, Q^1, U^0) \quad (\text{A.29})$$

ここで、次の2つの条件が成立するとき弱補完性の仮定が満たされる。

第1の条件は、市場財が非本質財 (non-essential goods) であることである。すなわち、式 (A.30) に示すとおり補償需要が0となるような臨界価格 p_i^* (choke price) が存在することである。臨界価格が存在すると、補償需要関数は縦軸と必ず交わる。

$$h_i(p_i^*, Q, U^0) = 0 \quad (\text{A.30})$$

一方、消費量を0にする臨界価格が存在しない財は本質財 (essential goods) と呼ばれる。

第2の条件は、式 (A.31) に示すとおり市場財の消費量が0のときは非市場財に対する限界価値も0となることである。

$$\frac{\partial e(p_i^*, Q, U^0)}{\partial Q} = 0 \quad (\text{A.31})$$

この仮定が満たされないと、市場財の消費量が0で変化しないのに、非市場財の環境質改善により効用が増大する。この効用変化は市場財の消費量に反映されないので、市場財をもとに間接的に環境質の改善による厚生変化を評価できない。

以上の弱補完性の仮定が成立しているとする、非市場財の環境質改善による厚生変化は、図 A.4 の斜線面積で評価することが可能である。

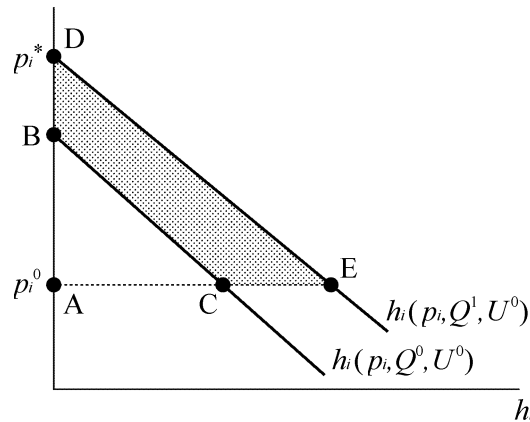


図 A.4 弱補完性アプローチによる非市場財の環境質変化に対する補償変分

弱補完性アプローチをもとにした、非市場財の環境質改善に対する厚生変化の評価手順を以下に記す。

1. 環境質が Q^0 に維持されたままで、市場財の価格が p_i^0 から p_i^* へと変化したとする。弱補完性の第1の仮定よりこのような臨界価格 p_i^* が存在し、市場財の消費量は0となる。この価格変化による厚生変化は面積 ABC で示される。

2. 次に環境質が Q^1 に改善されることにより需要曲線が $h_i(p_i^*, Q^0, U^0)$ から $h_i(p_i^*, Q^1, U^0)$ へシフトする。ただしこのときの消費量は 0 なので弱補完性の第 2 の仮定よりこの環境質改善による厚生変化はない。
3. 最後に市場財の価格 p_i^* を p_i^0 へ戻す。この価格変化による厚生変化は ADE で示される。これより、環境質が Q^0 から Q^1 へ改善されたことによる厚生変化は BCED で示される。

以上の結果を支出関数をもとに表現すると以下の通りである。

$$CV_{Q^0} = e(p_i^*, Q^0, U^0) - e(p_i^0, Q^0, U^0) \quad (\text{A.32})$$

$$CV_{Q^1} = e(p_i^*, Q^1, U^0) - e(p_i^0, Q^1, U^0) \quad (\text{A.33})$$

面積 BCED は、この補償変分の増加分であるから補償変分 CV は式 (A.34) から求まる。

$$\begin{aligned} CV &= CV_{Q^1} - CV_{Q^0} \\ &= e(p_i^*, Q^1, U^0) - e(p_i^0, Q^1, U^0) - e(p_i^*, Q^0, U^0) + e(p_i^0, Q^0, U^0) \\ &= e(p_i^0, Q^0, U^0) - e(p_i^0, Q^1, U^0) \end{aligned} \quad (\text{A.34})$$

ここで、弱補完性の第 2 の仮定より、 $e(p_i^*, Q^1, U^0) = e(p_i^*, Q^0, U^0)$ である。

参考文献

- 1) Freeman, A.M., III : *The Measurement of Environmental and Resource Values*, Resource for the Future, 1993.
- 2) Freeman, A.M., III : *The Benefits of Environmental Improvement Theory and Practice*, Resource for the Future, 1979.
- 3) Johansson, P.-O. : *The Economic Theory and Measurement of Environmental Benefits*, Cambridge University Press, 1987. 邦訳, 嘉田良平 監訳 : 環境評価の経済学, 多賀出版, 1994.
- 4) Johansson, P.-O. : *Cost-Benefit Analysis of Environmental Change*, Cambridge University Press, 1993.
- 5) Mäler, K.-G. : *Environment Economics: A Theoretical Inquiry*, John Hopkins University Press, 1974.

- 6) Small, K.A. and H.S. Rosen : Applied Welfare Economics with Discrete Choice Models, *Econometrica*, 49(1), pp.105-130, 1981.
- 7) Varian, H.R. : *The Microeconomic Analysis*, Norton and Company, 1984. 邦訳, 佐藤隆三・三野和雄 訳 : ミクロ経済分析, 勁草書房, 1986.
- 8) 栗山浩一 : 環境の価値と評価手法, 北海道大学図書刊行会, 1998.

付録 B

離散選択モデルの基礎理論

B.1 ランダム効用理論

選択行動モデルは、その基本的前提を「個人が選択行動の基本的な意思決定単位であり、個人はある選択状況の中から最も望ましい選択肢を選択する」¹⁾とし、各個人は選択可能集合の中から最大の効用を与える選択肢を選ぶという合理的選択行動を仮定したモデル化を行うものである。そのため、個人を基本的な意志決定単位と仮定した選択行動モデルは、非集計モデル(Disaggregate Model)、非集計行動モデル(Disaggregate Behavioural Model)、個人選択モデル(Individual Choice Model)、離散選択モデル(Discrete Choice Model)とも呼ばれている。

以下、ランダム効用理論をもとにした選択行動モデルの基本式の導出を行う。

個人 n の選択可能な選択肢集合を A_n とし、個人 n がその中に含まれる選択肢 j を選択することによる効用を U_{jn} とすると、個人 n が A_n の中から選択肢 i を選ぶ条件は式(B.1)である。

$$U_{in} \geq U_{jn}, \quad i \neq j, j \in A_n \quad (\text{B.1})$$

ランダム効用理論では、この効用が確率的に変動すると考えるもので、 U_{in} を確率変数とし、確率的に変動する確率項 ε_{in} と変動しない確定項 V_{in} に分け、線形性を仮定して式(B.2)のように表す。すなわち、効用関数 U は、関連する属性等によって確定的に求まる確定項 V と誤差項ともいえる確率項 ε に分けられる。

$$U_{in} = V_{in} + \varepsilon_{in} \quad (\text{B.2})$$

効用最大化理論に基づくと、個人 n が選択肢 i を選択する確率 P_{in} は式(B.3)、(B.4)として表される。

$$\begin{aligned} P_{in} &= \Pr(U_{in} \geq U_{jn} \mid i \neq j, j \in A_n) \\ &= \Pr[V_{in} + \varepsilon_{in} \geq V_{jn} + \varepsilon_{jn} \mid i \neq j, j \in A_n] \end{aligned}$$

$$= Pr[\varepsilon_{jn} - \varepsilon_{in} \leq V_{in} - V_{jn} \mid i \neq j, j \in A_n] \quad (B.3)$$

$$= Pr[\varepsilon_{jn} \leq V_{in} - V_{jn} + \varepsilon_{in} \mid i \neq j, j \in A_n] \quad (B.4)$$

$$0 \leq P_{in} \leq 1, \quad \sum_{j \in A_n} P_{in} = 1$$

次に，個人 n の選択肢集合 A_n に含まれる選択肢数($j \in A_n$)を J 個とし，全ての確率項 $\varepsilon_{1n}, \varepsilon_{2n}, \dots, \varepsilon_{Jn}$ の同時分布関数を $F(\varepsilon_{1n}, \varepsilon_{2n}, \dots, \varepsilon_{Jn})$ とし，同時確率密度関数を $f(\varepsilon_{1n}, \varepsilon_{2n}, \dots, \varepsilon_{Jn})$ とする．

また，選択肢 j の順番を並び替えても一般性を失わないため，以下では $i = 1$ として定式化を進める．以上より，式(B.4)をもとにした選択確率 P_{1n} は式(B.5)として表される．

$$P_{1n} = \int_{\varepsilon_{1n}=-\infty}^{\infty} \int_{\varepsilon_{2n}=-\infty}^{V_{1n}-V_{2n}+\varepsilon_{1n}} \dots \int_{\varepsilon_{Jn}=-\infty}^{V_{1n}-V_{Jn}+\varepsilon_{1n}} f(\varepsilon_{1n}, \varepsilon_{2n}, \dots, \varepsilon_{Jn}) d\varepsilon_{Jn} \dots d\varepsilon_{2n} d\varepsilon_{1n} \quad (B.5)$$

さらに，確率項の相互独立性を仮定した場合，式(B.5)は式(B.6)として示される．

$$P_{1n} = \int_{\varepsilon_{1n}=-\infty}^{\infty} \prod_{j=2}^J F(V_{1n} - V_{jn} + \varepsilon_{1n}) f(\varepsilon_{1n}) d\varepsilon_{1n} \quad (B.6)$$

B.2 プロビットモデルの導出

プロビットモデル(Probit Model)は上述の選択行動モデルの確率項(誤差項) ε に式(B.7)に示す平均0，分散共分散行列 Σ を有した多変量正規分布(MVN ; Multivariate Normal)を仮定した導出モデルである．

$$f(E) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^J |\Sigma|}} \exp \left[-\frac{1}{2} E \Sigma^{-1} E^t \right] \quad (B.7)$$

ここで， $E = (\varepsilon_{1n}, \varepsilon_{2n}, \dots, \varepsilon_{Jn})$ であり， $f(E)$ は多変量正規分布の確率密度関数である．

以上をもとに，まず二項プロビットモデル(Binary Probit)の導出を進める．

二項プロビットモデルでは，二項の選択肢 $i = 1, j = 2$ の確率項を ε_{1n} 及び ε_{2n} とし， $\varepsilon_{1n}, \varepsilon_{2n}$ は共に平均0，分散 σ_1^2, σ_2^2 を有した正規分布とする．また $\varepsilon_{1n}, \varepsilon_{2n}$ は共分散 σ_{12} を有するものとする．正規分布の再生性の性質²⁾からは， $\varepsilon_n = \varepsilon_{2n} - \varepsilon_{1n}$ もまた，平均0及び分散 $\sigma^2 = \sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12}$ の正規分布となる．

以上の性質をもとに式(B.3)から P_{1n} の選択確率を求めると，二項プロビットモデルは式(B.8)として導出される³⁾．

$$\begin{aligned} P_{1n} &= Pr(U_{1n} \geq U_{2n}) \\ &= Pr(\varepsilon_n = \varepsilon_{2n} - \varepsilon_{1n} \leq V_{1n} - V_{2n}) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \int_{\varepsilon=-\infty}^{V_{1n}-V_{2n}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left[\frac{-1}{2}\left(\frac{\varepsilon}{\sigma}\right)^2\right] d\varepsilon_n \\
&= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{(V_{1n}-V_{2n})/\sigma} \exp\left[\frac{-1}{2}u^2\right] du \\
&= \Phi\left(\frac{V_{1n}-V_{2n}}{\sigma}\right) \\
P_{2n} &= 1 - P_{1n}
\end{aligned} \tag{B.8}$$

ここで、 Φ は標準正規分布の分布関数である。

次に、多項プロビットモデル(MNP; Multinomial Probit)の導出を進める。しかしながら、確率項に多変量正規分布を仮定した多項プロビットモデルは、多重積分形で表されることから、二項選択の場合と比べ一般的な定式の導出が困難であり、通常は直接的な数値解析が適用されている⁴⁾。そのため、以下では3選択肢を例とした多項プロビットモデルの導出を示す⁵⁾。

まず、個人 n について3選択肢を考える。

$$U_{1n} = V_{1n} + \varepsilon_{1n}$$

$$U_{2n} = V_{2n} + \varepsilon_{2n}$$

$$U_{3n} = V_{3n} + \varepsilon_{3n}$$

ここで、 $\varepsilon_{1n}, \varepsilon_{2n}, \varepsilon_{3n}$ の確率項は平均0、分散共分散行列 Σ を有する多変量正規分布である。

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{1n}^2 & \sigma_{12n} & \sigma_{13n} \\ \sigma_{12n} & \sigma_{2n}^2 & \sigma_{23n} \\ \sigma_{13n} & \sigma_{23n} & \sigma_{3n}^2 \end{bmatrix}$$

また、選択肢 $i = 1$ の選択確率は式(B.9)を満たす。

$$\begin{aligned}
P_{1n} &= Pr(U_{1n} \geq U_{2n}, U_{1n} \geq U_{3n}) \\
&= Pr(\varepsilon_{2n} - \varepsilon_{1n} \leq V_{1n} - V_{2n}, \varepsilon_{3n} - \varepsilon_{1n} \leq V_{1n} - V_{3n})
\end{aligned} \tag{B.9}$$

ここで、 $\varepsilon_{21n} = \varepsilon_{2n} - \varepsilon_{1n}$ 、 $\varepsilon_{31n} = \varepsilon_{3n} - \varepsilon_{1n}$ とすると、 ε_{21n} と ε_{31n} は、次の分散共分散行列 Ω を有した2変量正規分布となる。

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_{1n}^2 + \sigma_{2n}^2 - 2\sigma_{12n} & \sigma_{1n}^2 - \sigma_{13n} - \sigma_{12n} + \sigma_{23n} \\ \sigma_{1n}^2 - \sigma_{13n} - \sigma_{12n} + \sigma_{23n} & \sigma_{1n}^2 + \sigma_{3n}^2 - 2\sigma_{13n} \end{bmatrix}$$

従って、選択肢 $i = 1$ の選択確率 P_{1n} は式(B.10)として導出される。

$$P_{1n} = \int_{\varepsilon_{21n}=-\infty}^{V_{1n}-V_{2n}} \int_{\varepsilon_{31n}=-\infty}^{V_{1n}-V_{3n}} f(\varepsilon_{21n}, \varepsilon_{31n}) d\varepsilon_{21n} d\varepsilon_{31n} \tag{B.10}$$

ここで、 $f(\varepsilon_{21n}, \varepsilon_{31n})$ は、平均0、分散共分散行列 Ω を有した2変量正規分布の確率密度関数である。また、選択確率 P_{2n} 、 P_{3n} についても同様に定式化可能である。

B.3 ロジットモデルの導出

ロジットモデル(Logit Model)は上述の選択行動モデルの確率項(誤差項) ε にガンベル分布を仮定した導出モデルである。ガンベル分布が仮定される理由としては、確率項の分布形として一般に仮定される正規分布に近似しており、正規分布に比べて操作性が高いことにある¹⁾。

ガンベル分布の分布関数 $F(\varepsilon)$ および確率密度関数 $f(\varepsilon)$ を式(B.11)、(B.12)に示す。

$$F(\varepsilon) = \exp\{-\exp[-\lambda(\varepsilon - \eta)]\} \quad (\text{B.11})$$

$$f(\varepsilon) = \lambda \exp[-\lambda(\varepsilon - \eta)] \exp\{-\exp[-\lambda(\varepsilon - \eta)]\} \quad (\text{B.12})$$

ここで、 $\lambda(>0)$ はスケールパラメータであり、パラメータ (η, λ) を有するガンベル分布は次の性質を持っている。

- モード(最頻値) $M(\varepsilon) = \eta$
- 平均値 $E(\varepsilon) = \eta + \gamma/\lambda$, γ はオイラー定数(~ 0.577)
- 分散 $Var(\varepsilon) = \pi^2/6\lambda^2$
- $\varepsilon_1, \varepsilon_2$ がそれぞれ $(\eta_1, \lambda), (\eta_2, \lambda)$ を有した独立のガンベル分布の場合、 $\varepsilon = \varepsilon_2 - \varepsilon_1$ は $F(\varepsilon) = 1/[1 + e^{\lambda(\eta_1 - \eta_2 - \varepsilon)}]$ のロジスティック分布となる。

以上の性質をもとに、確率項としてパラメータ $(\eta, \lambda)=(0, \lambda)$ の独立同一のガンベル分布を仮定することで、二項ロジットモデル(Binary Logit)の導出を行う。

式(B.3)と上述のガンベル分布の性質より、二項ロジットモデルは式(B.13)として導出される。

$$\begin{aligned} P_{1n} &= Pr(U_{1n} \geq U_{2n}) \\ &= Pr(\varepsilon_n = \varepsilon_{2n} - \varepsilon_{1n} \leq V_{1n} - V_{2n}) \\ &= \frac{1}{1 + e^{-\lambda \varepsilon_n}} \\ &= \frac{1}{1 + e^{-\lambda(V_{1n} - V_{2n})}} \\ &= \frac{e^{\lambda V_{1n}}}{e^{\lambda V_{1n}} + e^{\lambda V_{2n}}} \\ P_{2n} &= 1 - P_{1n} \end{aligned} \quad (\text{B.13})$$

次に、同様に確率項にパラメータ $(\eta, \lambda)=(0, \lambda)$ の独立同一のガンベル分布を仮定することで、多項ロジットモデル(MNL; Multinomial Logit)を導出する。式(B.6)より、

$$P_{1n} = Pr(U_{1n} \geq \max U_{jn} \mid 1 \neq j, j \in A_n)$$

$$\begin{aligned}
&= \int_{\varepsilon_{1n}=-\infty}^{\infty} \prod_{j=2}^{Jn} F(V_{1n} - V_{jn} + \varepsilon_{1n}) f(\varepsilon_{1n}) d\varepsilon_{1n} \\
&= \int_{-\infty}^{\infty} \exp \left[- \sum_{j=2}^J e^{-\lambda(V_{1n} - V_{jn} + \varepsilon_{1n})} \right] \lambda \exp(-\lambda \varepsilon_{1n}) \exp(-e^{-\lambda \varepsilon_{1n}}) d\varepsilon_{1n} \\
&= \int_{-\infty}^{\infty} \lambda \exp(-\lambda \varepsilon_{1n}) \exp \left[- \sum_{j=1}^J e^{\lambda V_{jn} - \lambda V_{1n} - \lambda \varepsilon_{1n}} \right] d\varepsilon_{1n} \\
&= \int_{-\infty}^{\infty} \lambda \exp(-\lambda \varepsilon_{1n}) \exp \left[-e^{-\lambda \varepsilon_{1n}} \sum_{j=1}^J e^{\lambda V_{jn} - \lambda V_{1n}} \right] d\varepsilon_{1n}
\end{aligned}$$

ここで, $\alpha = \sum_{j=1}^J e^{\lambda V_{jn} - \lambda V_{1n}}$ とおくと, 多項ロジットモデルは式 (B.14) として導出される.

$$\begin{aligned}
P_{1n} &= \frac{1}{\alpha} \int_{-\infty}^{\infty} \alpha \lambda \exp(-\lambda \varepsilon_{1n}) \exp \left[-\alpha e^{-\lambda \varepsilon_{1n}} \right] d\varepsilon_{1n} \\
&= \frac{1}{\alpha} \left[\exp(-\alpha e^{-\lambda \varepsilon_{1n}}) \right]_{-\infty}^{\infty} \\
&= \frac{1}{\alpha} \\
&= \frac{1}{\sum_{j=1}^J e^{\lambda V_{jn} - \lambda V_{1n}}} \\
&= \frac{\lambda V_{1n}}{\sum_{j=1}^J e^{\lambda V_{jn}}}
\end{aligned} \tag{B.14}$$

参考文献

- 1) 土木学会土木計画学研究委員会編：非集計行動モデルの理論と実際, 土木学会, 1995.
- 2) 日本数学会編集：岩波数学辞典第3版, 岩波書店, 1985.
- 3) Ben-Akiva, M. and S.R. Lerman： *Discrete Choice Analysis*, MIT Press, 1985.
- 4) Daganzo, C： *Multinomial Probit*, Academic Press, 1979.
- 5) Maddala, G.S.： *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*, Cambridge University Press, 1983.
- 6) 交通工学研究会編：やさしい非集計分析, 交通工学研究会, 1993.
- 7) Amemiya, T.： *Advanced Econometrics*, Harvard University Press, 1985.

付録 C

CECVMによる個人の支払意思額平均値の推定量

第4.2.1項で定式化した異質分散性を考慮したCECVMモデルをもとに、プロビットモデルおよびロジットモデルを適用した場合の個人の支払意思額平均値の推定量を示す。なお、以下の式展開は、異質分散性を考慮しない場合は、 $\sum_{j=1}^{d_2} \beta_j z_{\beta j n}$ β と置き換えることで適用可能である。また、スケールパラメータを規格化する場合は、 $\sigma = 1$ または $\lambda = 1$ を適用する。

第4.2.1項より、個人属性を $Z_n = (z_{\alpha 1 n}, \dots, z_{\alpha d_1 n}, z_{\beta 1 n}, \dots, z_{\beta d_2 n})$ 、離散選択モデルのパラメータを $\theta = (\alpha_1, \dots, \alpha_{d_1}, \beta_1, \dots, \beta_{d_2})$ とし、提示額を c_n とすると、プロジェクトを望むか否か($i = 1$:Yes, $i = 0$:No)の選択肢間の効用差は式(C.1)で示される。

$$\begin{aligned} \Delta U_n = U_{1n} - U_{0n} &= V_{1n} - V_{0n} + \varepsilon_{1n} - \varepsilon_{0n} \\ &= \sum_{j=1}^{d_1} \alpha_j z_{\alpha j n} - \sum_{j=1}^{d_2} \beta_j z_{\beta j n} c_n + \varepsilon_n \end{aligned} \quad (\text{C.1})$$

C.1 プロビットモデルのケース

$\varepsilon_n = \varepsilon_{1n} - \varepsilon_{0n}$ が正規分布(平均0, 分散 σ^2)に従うものと仮定すると、個人 n の選択確率 P_{in} は式(C.2)のプロビットモデルとして示される。

$$P_{1n} = \Phi\left(\frac{V_{1n} - V_{0n}}{\sigma}\right) = \Phi\left(\frac{\sum_{j=1}^{d_1} \alpha_j z_{\alpha j n} - \sum_{j=1}^{d_2} \beta_j z_{\beta j n} c_n}{\sigma}\right) \quad (\text{C.2})$$

$$P_{0n} = 1 - P_{1n} \quad (\text{C.3})$$

ここで Φ は標準正規分布の分布関数である。

また、第4.2.1項より、個人 n の支払意思額 $S(Z_n)$ の分布関数 $G(s|Z_n)$ は $P_{0n}(s = c_n|Z_n)$ と同値である。

以上より、プロビットモデルを基にした個人の支払意思額平均値の推定量を導出する。

・支払意思額の平均値(期待値)

個人属性 Z_n およびパラメータ θ を所与とし, 期待値としての, 個人 n の支払意思額の平均値 $\mu(Z_n, \theta)$ の推定量は式 (C.4) として定式化される.

$$\begin{aligned}\mu(Z_n, \theta) &= \int_{-\infty}^{\infty} s \, dG(s|Z_n, \theta) \\ &= \frac{\sum_{j=1}^{d_1} \alpha_j z_{\alpha jn}}{\sum_{j=1}^{d_2} \beta_j z_{\beta jn}}\end{aligned}\quad (C.4)$$

なお, 式 (C.4) は, $P_{in} = 0.5$ を満たす個人 n の支払意思額の中央値の推定量でもある.

・正の支払意思額領域のみを考慮した支払意思額の平均値

個人属性 Z_n およびパラメータ θ を所与とし, 正の支払意思額領域のみを考慮した, 個人 n の支払意思額の平均値 $\mu(Z_n, \theta)^+$ の推定量は式 (C.5) として定式化される.

$$\begin{aligned}\mu(Z_n, \theta)^+ &= \int_0^{\infty} s \, dG(s|Z_n, \theta) \\ &= \frac{1}{2\sqrt{\pi} \sum_{j=1}^{d_2} \beta_j z_{\beta jn}} \left(\sqrt{\pi} \sum_{j=1}^{d_1} \alpha_j z_{\alpha jn} \left[1 + \operatorname{erf} \left(\frac{\sum_{j=1}^{d_1} \alpha_j z_{\alpha jn}}{\sqrt{2}\sigma} \right) \right] \right. \\ &\quad \left. + \sqrt{2}\sigma \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{\sum_{j=1}^{d_1} \alpha_j z_{\alpha jn}}{\sigma} \right)^2 \right] \right)\end{aligned}\quad (C.5)$$

・正の支払意思額領域かつ提示額最大値までを考慮した支払意思額の平均値

個人属性 Z_n およびパラメータ θ を所与とし, 正の支払意思額領域かつ提示額最大値 A までを考慮した, 個人 n の支払意思額の平均値 $\mu(Z_n, \theta)^A$ の推定量は式 (C.6) として定式化される.

$$\begin{aligned}\mu(Z_n, \theta)^A &= \int_0^A s \, dG(s|Z_n, \theta) \\ &= \frac{1}{2\sqrt{\pi} \sum_{j=1}^{d_2} \beta_j z_{\beta jn}} \left(\sqrt{2}\sigma \left\{ \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{\sum_{j=1}^{d_1} \alpha_j z_{\alpha jn}}{\sigma} \right)^2 \right] \right. \right. \\ &\quad \left. \left. - \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\frac{\sum_{j=1}^{d_1} \alpha_j z_{\alpha jn} - \sum_{j=1}^{d_2} \beta_j z_{\beta jn} A}{\sigma} \right)^2 \right] \right\} \right. \\ &\quad \left. + \sqrt{\pi} \sum_{j=1}^{d_1} \alpha_j z_{\alpha jn} \left\{ \operatorname{erf} \left[\frac{\sum_{j=1}^{d_1} \alpha_j z_{\alpha jn}}{\sqrt{2}\sigma} \right] \right. \right. \\ &\quad \left. \left. - \operatorname{erf} \left[\frac{\sum_{j=1}^{d_1} \alpha_j z_{\alpha jn} - \sum_{j=1}^{d_2} \beta_j z_{\beta jn} A}{\sqrt{2}\sigma} \right] \right\} \right)\end{aligned}\quad (C.6)$$

C.2 ロジットモデルのケース

$\varepsilon_n = \varepsilon_{2n} - \varepsilon_{1n}$ がモード(最頻値)0及びスケールパラメータ $\lambda(>0)$ のロジスティック分布に従うものと仮定すれば, 個人 n の選択確率 P_{1n} は式(C.7)のロジットモデルとして示される.

$$P_{1n} = \frac{1}{1 + \exp[-\lambda(V_{1n} - V_{2n})]} = \frac{1}{1 + \exp[-\lambda(\sum_{j=1}^{d_1} \alpha_j z_{\alpha j n} - \sum_{j=1}^{d_2} \beta_j z_{\beta j n} c_n)]} \quad (C.7)$$

$$P_{2n} = 1 - P_{1n} \quad (C.8)$$

また, 個人 n の支払意思額 $S(Z_n)$ の分布関数 $G(s|Z_n)$ は $P_{0n}(s = c_n|Z_n)$ と同値である.

以上より, ロジットモデルを基にした個人の支払意思額平均値の推定量を導出する.

・支払意思額の平均値(期待値)

個人属性 Z_n およびパラメータ θ を所与とし, 期待値としての, 個人 n の支払意思額の平均値 $\mu(Z_n, \theta)$ の推定量は式(C.9)として定式化される.

$$\begin{aligned} \mu(Z_n, \theta) &= \int_{-\infty}^{\infty} s \, dG(s|Z_n, \theta) \\ &= \frac{\sum_{j=1}^{d_1} \alpha_j z_{\alpha j n}}{\sum_{j=1}^{d_2} \beta_j z_{\beta j n}} \end{aligned} \quad (C.9)$$

なお, 式(C.9)は, $P_{1n} = 0.5$ を満たす個人 n の支払意思額の中央値の推定量でもある.

・正の支払意思額領域のみを考慮した支払意思額の平均値

個人属性 Z_n およびパラメータ θ を所与とし, 正の支払意思額領域のみを考慮した, 個人 n の支払意思額の平均値 $\mu(Z_n, \theta)^+$ の推定量は式(C.10)として定式化される.

$$\begin{aligned} \mu(Z_n, \theta)^+ &= \int_0^{\infty} s \, dG(s|Z_n, \theta) \\ &= \frac{\lambda \sum_{j=1}^{d_1} \alpha_j z_{\alpha j n} + \ln[1 + \exp(-\lambda \sum_{j=1}^{d_1} \alpha_j z_{\alpha j n})]}{\lambda \sum_{j=1}^{d_2} \beta_j z_{\beta j n}} \end{aligned} \quad (C.10)$$

・正の支払意思額領域かつ提示額最大値までを考慮した支払意思額の平均値

個人属性 Z_n およびパラメータ θ を所与とし, 正の支払意思額領域かつ提示額最大値 A までを考慮した, 個人 n の支払意思額の平均値 $\mu(Z_n, \theta)^A$ の推定量は式(C.11)として定式化される.

$$\begin{aligned} \mu(Z_n, \theta)^A &= \int_0^A s \, dG(s|Z_n, \theta) \\ &= \frac{A}{1 + \exp[\lambda(\sum_{j=1}^{d_1} \alpha_j z_{\alpha j n} - \sum_{j=1}^{d_2} \beta_j z_{\beta j n} A)]} \\ &\quad + \frac{\ln[1 + \exp(-\lambda \sum_{j=1}^{d_1} \alpha_j z_{\alpha j n})] - \ln\{1 + \exp[-\lambda(\sum_{j=1}^{d_1} \alpha_j z_{\alpha j n} - \sum_{j=1}^{d_2} \beta_j z_{\beta j n} A)]\}}{\lambda \sum_{j=1}^{d_2} \beta_j z_{\beta j n}} \end{aligned} \quad (C.11)$$

参考文献

- 1) Johansson, P.-O. : *Cost-Benefit Analysis of Environmental Change*, Cambridge University Press, 1993.
- 2) Johansson, P.-O., B. Kristrom and K.G. Mäler : Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discrete Response Data: Comment, *American Journal of Agricultural Economics*, 71, pp.1054-1056, 1989.
- 3) Hanemann, W.M. : Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discrete Response Data: Reply, *American Journal of Agricultural Economics*, 71, pp.1057-1061, 1989.
- 4) Hanemann, W.M. : Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discrete Responses, *American Journal of Agricultural Economics*, 66, pp.332-341, 1984.

付録 D

費用便益分析の基礎理論

D.1 評価指標と採択基準

特定のプロジェクトを実施した場合の t 年次において生じる便益と費用をそれぞれ b_t, c_t とする。また、プロジェクトライフを n 年とすると当該プロジェクトの各年次の便益と費用の発生状況は表D.1として表される。

表D.1 費用・便益の計測例

プロジェクトライフ	1	2	...	t	...	n
便益	b_1	b_2	...	b_t	...	b_n
費用	c_1	c_2	...	c_t	...	c_n

このとき、単一プロジェクトの採択や、代替案(複数プロジェクト)の優劣の比較を行うためには、次に示す3つの評価指標を用いることができる。なお、3指標とも費用便益分析の基準年は、着工年の前年($t=0$ 年)を基準とする。

・純現在価値(NPV : Net Present Value)

純現在価値 NPV は、プロジェクトに起因する便益の総現在価値と費用の総現在価値の差、すなわち式(D.1)で表される純現在価値 NPV によって経済的採算性を評価しようとする指標である。

$$NPV = \sum_{t=1}^n \frac{b_t}{(1+r)^t} - \sum_{t=1}^n \frac{c_t}{(1+r)^t} \quad (D.1)$$

ここで、 r は社会的割引率である。

純現在価値 NPV では、複数の代替案(プロジェクト)が存在する場合、 $NPV(\geq 0)$ が大きいプロジェクトほど経済的に優れていると判断される。また、単一プロジェクトの場合は $NPV \geq 0$ が採択基準となる。

・費用便益比(CBR : Cost Benefit Ratio)

費用便益比 CBR は、プロジェクトに起因する便益の総現在価値と費用の総現在価値との比をとった式(D.2)をもとに、単位現在価値費用当りの現在価値便益の大きさによって経済的採算性を評価しようとする指標である。

$$CBR = \sum_{t=1}^n \frac{b_t}{(1+r)^t} \bigg/ \sum_{t=1}^n \frac{c_t}{(1+r)^t} \quad (D.2)$$

費用便益比 CBR においても、複数の代替案(プロジェクト)が存在する場合、 $CBR(\geq 1)$ が大きいプロジェクトほど経済的に優れていると判断され、単一プロジェクトの場合は $CBR \geq 1$ が採択基準となる。

・内部収益率(IRR : Internal Rate of Return)

プロジェクトの収益率を表す指標として、投下した資本をプロジェクトによって生じる便益を用いて返済していくとしたときに、一定の年限で返済利率がどの程度ならば収支が見合うか、と考えた場合の限度の利率が内部収益率 IRR である。この利率が大きいほど投下資本の回収は早期に行われ、経済的に優れたプロジェクトと評価される指標である。内部収益率 IRR は、式(D.3)のプロジェクトの純現在価値を0にする割引率と定義され、式(D.3)の等式を満たす i をもって内部収益率 IRR とする。

$$\sum_{t=1}^n \frac{(b_t - c_t)}{(1+i)^t} = 0 \quad (D.3)$$

内部収益率 IRR においても、複数の代替案(プロジェクト)が存在する場合、 $IRR(\geq r)$ が大きいプロジェクトほど経済的に優れていると判断され、単一プロジェクトの場合は $IRR \geq r$ が採択基準となる。

D.2 評価指標と採択基準間の関係

・単一プロジェクトの評価の場合

単一プロジェクトの場合には、3つの評価指標の採択基準間に式(D.4)の等価関係が成立する。

$$NPV \geq 0 \iff CBR \geq 1 \iff IRR \geq r \quad (D.4)$$

従って、 NPV 、 CBR 、 IRR のどの指標を用いても同一の評価結果が得られる。

・複数プロジェクトの比較評価の場合

複数プロジェクトの比較の場合には、評価指標によって結果が異なるケースが発生する。例えば、非常に高い CBR を持つプロジェクトでも小さいプロジェクト規模、すなわち費用が小さければ、より低い CBR ながら規模の大きいプロジェクトの NPV に劣るケースが発生する。

このような場合、どの評価指標を用いるかについては、次に示す各指標の特性を十分考慮して用いる必要がある。

・評価指標は、社会的利益の大きさを示す指標(NPV)とプロジェクトの収益性を示す指標(CBR 、 IRR)に区分される。そのため、プロジェクトの評価目的が社会的利益であるか、収益性の高いプロジェクトの抽出であるかによって、適用する評価指標を適切に判断する必要がある。

・社会的利益の大きさの指標(NPV)は、国全体の利益を視点とするような場合には、国民経済的効率上から根拠が明確である。

・資金制約がある中で、採択するプロジェクトを抽出するような場合には、 CBR の大きい順に資金制約一杯まで選択するのが全体としての社会的利益を最大にするため CBR を用いることが望ましい。ただし、選択されたプロジェクトの中に CBR が高くかつ費用の大きいプロジェクトが混在する場合は注意を要する。この場合は、資金制約を満たすプロジェクトの組合せについて、組合せプロジェクトの総便益と総費用の差の最も大きい組合せを選択する。

・実務的な資金貸与機関の評価の場合は、プロジェクトの収益による返済能力をみるため収益性を示す指標(CBR 、 IRR)の方が適切である。このうち IRR は貸付に係わる利子の概念と同じであるので実務的には CBR より IRR の方が望ましい。

表D.2 評価指標の適用方針

<ul style="list-style-type: none"> 単一プロジェクトの評価 複数プロジェクトの評価 	—— NPV 、 CBR 、 IRR のどの指標を用いても良い		
	社会的利益の増大を目的	<ul style="list-style-type: none"> 資金制約を考慮しない — NPVを用いる 資金制約を考慮する — CBRの大きい順に資金制約まで選択 	
	資金返済能力を重視	—— IRR を用いる	

参考文献

- 1) 土木学会編：第四版土木工学ハンドブック II, 第53編プロジェクトの評価, pp.2163-2192, 1989.

謝 辞

本論文を結ぶにあたり、本研究の遂行に際して、御指導・御協力を頂いた多くの皆様に感謝の意を表したい。

京都大学防災研究所の岡田憲夫教授には、本研究を実施する機会を与えて頂くとともに、本研究について終始一貫して御指導と御鞭撻を賜りました。ここに深甚なる感謝の意を表します。また、岡田教授には研究者としての視点に関する指導のみならず、研究生生活を通して教育者としても御指導頂けたことに、今一度感謝の意を表します。京都大学防災研究所の多々納裕一助教授には、研究テーマ、論文の内容や進め方、構成に至るまで、数え切れないほどの御指導を頂きました。心から多大な感謝の意を表します。また、多々納助教授には、浅学非才な筆者に対し本研究の基礎理論から応用に至るまで根気良く御指導頂けたことに、今一度感謝の意を表します。本論文は両先生の御指導・御鞭撻なくしては成就し得なかったものと、重ねて感謝の意を表します。

京都大学大学院工学研究科土木工学専攻の小林潔司教授には、論文をとりまとめるにあたり貴重な御助言を頂くとともに、研究の今後の展開・方向性等についても貴重な御意見を賜りました。ここに深く感謝の意を表します。

東京理科大学理工学部の内山久雄教授、東京商船大学流通情報工学課程の兵藤哲朗助教授、財団法人計量計画研究所の毛利雄一博士には、研究の駆出し時における計画理論、特に非集計行動モデルの基礎的知識の涵養にあたって多くの御指導を頂きました。ここに感謝の意を表します。

株式会社日建設計の高橋正様には、主として環境計画の分野における技術者としての御指導とともに、本研究に着手する機会を与えて頂きました。また、同環境計画室の皆様には実務を通じた議論の中で、本研究の基礎となる社会問題の認識、解決アプローチ等について多くの御助言、示唆を頂きました。ここに感謝の意を表します。

京都大学防災研究所総合防災研究部門の亀田弘行教授、萩原良巳教授、鈴木祥之教授、清水康生助手、田中聡助手には、総合防災ゼミにおいて数多くの貴重な御助言、示唆を賜りました。厚く御礼申し上げます。

最後に、京都大学防災研究所総合防災研究部門 岡田研究室の先輩諸氏・学生の皆様には、多大な御配慮、御協力を頂きました。特に、山口大学工学部の榊原弘之助手、鳥取大学工学部の谷本圭司助手には、筆者の研究生生活を通して惜しめない御支援を頂きました。また、岡田研究室での研究活動を支えてくれた、梶谷義雄氏(京都大学大学院)、五十部渉氏(京都大学大学院)、山口健太郎氏(三菱総合研究所)、本橋直樹氏(国土交通省)をはじめとする研究室の学生諸氏に厚く御礼申し上げる次第であります。